

**UNIVERSIDADE DE LISBOA**  
**INSTITUTO SUPERIOR DE ECONOMIA E GESTÃO**



**A DINÂMICA DOS PREÇOS INTERNACIONAIS DE *COMMODITIES*:  
UMA ABORDAGEM DO CASO BRASILEIRO**

**Elenildes Santana Pereira**

**Orientador: Professor Doutor Joaquim Alexandre dos Ramos Silva**

**Tese especialmente elaborada para obtenção do grau de Doutor em  
Economia**

**2019**

**UNIVERSIDADE DE LISBOA**  
**INSTITUTO SUPERIOR DE ECONOMIA E GESTÃO**



**A DINÂMICA DOS PREÇOS INTERNACIONAIS DE *COMMODITIES*:  
UMA ABORDAGEM DO CASO BRASILEIRO**

**Elenildes Santana Pereira**

Orientador: Professor Doutor Joaquim Alexandre dos Ramos Silva

Tese especialmente elaborada para obtenção do grau de Doutor em Economia.

**Júri:**

Presidente: Doutor Nuno João de Oliveira Valério, Professor Catedrático e Presidente do Conselho Científico, Instituto Superior de Economia e Gestão da Universidade de Lisboa.

**Vogais:**

Doutor Jaênes Miranda Alves, Professor Titular, Universidade Estadual de Santa Cruz, Bahia, Brasil.

Doutor Joaquim Alexandre dos Ramos Silva, Professor Catedrático Jubilado, Instituto Superior de Economia e Gestão da Universidade de Lisboa.

Doutora Maria Rosa Vidigal Tavares da Cruz Quartin Borges, Professora Associada com Agregação, Instituto Superior de Economia e Gestão da Universidade de Lisboa.

Doutor Luís António Vinha Catão, Professor Associado, Instituto Superior de Economia e Gestão da Universidade de Lisboa.

Doutor José António Candeias Bonito Felipe, Professor Auxiliar com Agregação, Escola de Tecnologias e Arquitetura do ISCTE – Instituto Universitário de Lisboa.

“ O Senhor é que vai adiante de ti; ele será contigo, não te  
deixará, nem te desampará; não temas, nem te atemorizes”.  
Dt 31:8

“ Eis que Deus é o meu ajudador, O Senhor é quem me sustenta a  
vida” Sl 54:4

## **DEDICATÓRIA**

A Deus, amor eterno.

Aos meus pais Euclides e Elenice, amor incondicional.

Ao meu esposo Jader, amor presente.

Aos meus filhos Ellen Larissa e João Vítor, amor imensurável.

## **AGRADECIMENTOS**

Ao meu orientador Joaquim Ramos Silva, que além da competência profissional primou por um relacionamento amigável, transmitindo segurança e apoio em todas as etapas do doutoramento. Sem dúvida, sua direção, compreensão e motivação foram essenciais para o desenvolvimento desta investigação.

À Universidade Estadual de Santa Cruz, pelo apoio financeiro e por conceder a licença para cursar o doutoramento, em especial ao Departamento de Economia, sempre solícito em ajudar no que se fizesse necessário.

À Capes, pelo auxílio financeiro, que muito contribuiu para a realização deste trabalho.

Aos professores do ISEG, pelos ensinamentos transmitidos.

Aos colegas do doutorado, que contribuíram para que essa época das nossas vidas fosse tão rica em aprendizado científico.

A todos que, direta ou indiretamente, me auxiliaram nessa caminhada.

**MUITO OBRIGADA!**

## RESUMO

Os estudos sobre o comportamento dos preços de *commodities*, geralmente, visam antecipar informações que permitam os participantes do mercado – produtores, investidores, consumidores e governo – posicionar-se estrategicamente no planejamento da produção, investimento, consumo e políticas econômicas, respectivamente. Nesse sentido, este trabalho procurou modelar o comportamento dos preços de *commodities*, especialmente agrícolas, por meio do modelo vetorial autorregressivo VAR/VEC. Em geral, as variações nos preços das *commodities* são explicadas pelos fundamentos do mercado, mas este estudo procurou investigar se outros fatores, tais como financeirização, taxa de câmbio, taxa de juros e preços de outras *commodities* (a exemplo do petróleo) afetam a dinâmica dos preços das *commodities* agrícolas. Sendo o Brasil um grande produtor e exportador destas *commodities*, o objetivo principal deste trabalho foi analisar a dinâmica dos preços internacionais de *commodities* com ênfase no caso brasileiro no período 2000 a 2016. Especificamente, buscou-se: i) estudar os efeitos da taxa de câmbio e dos preços do petróleo nos preços internacionais das *commodities* brasileiras; ii) examinar a relação entre os preços do milho, petróleo e taxa de câmbio no Brasil; iii) investigar a influência de um conjunto de variáveis, representadas por taxa de câmbio, preços domésticos, exportações e importações agrícolas, no processo de fixação dos preços internacionais da soja e; iv) identificar a existência de indícios de financeirização dos preços do café. Nesse sentido, foram realizados vários procedimentos econométricos, nomeadamente, testes estatísticos de significância dos coeficientes, raiz unitária, causalidade de Granger, cointegração de Johansen, função impulso-resposta e decomposição de variância dos erros de previsão. Os resultados obtidos indicaram,

através dos testes de raiz unitária, que todas as séries são integradas de ordem 1. Os testes de cointegração de Johansen apontaram relação de longo prazo entre taxa de câmbio, preços domésticos e internacionais tanto para soja quanto para o café. Contudo, para os preços do milho, petróleo e taxa de câmbio, a relação de longo prazo não foi observada. No que concerne a causalidade de Granger, os resultados demonstraram relação de causalidade entre os preços domésticos e internacionais da soja e café e que os preços das *commodities* e a taxa de câmbio causam os preços do petróleo. Importa salientar que os preços das *commodities* agrícolas não causaram a taxa de câmbio indicando por sua vez, ausência do fenômeno *commodity currency* para essas variáveis. Além disso, a função impulso-resposta e a decomposição da variância dos erros de previsão deixam claro o poder explanatório dos preços das *commodities* sobre sua própria variância, especialmente para os preços internacionais da soja. Constatou-se para o café que os erros estimados no mês doze são explicados em 46% pelos próprios preços internacionais do café e em 41% pelos preços domésticos do café brasileiro, sendo as taxas de câmbio e juros pouco relevantes para explicar as variações ocorridas razão pela qual, pode-se inferir que não houve indícios de um processo de financeirização nos preços internacionais do café. Assim, os resultados obtidos nesta investigação com base no caso brasileiro, podem contribuir para uma melhor compreensão das relações entre todas as variáveis examinadas, tendo uma aplicação pragmática para os agentes (produtores, comerciantes, financiadores, etc.) envolvidos no mercado de *commodities*.

Palavras – Chave: Preços de *commodities*. Taxa de câmbio. Modelagem econométrica. *Commodities* agrícolas. Soja. Milho. Café. Petróleo.

## ABSTRACT

Studies on commodity prices generally focus on investor participation in the market, firms, investors, consumers, and governments, with an emphasis on production planning, investment, consumption and economic policies, respectively. In this sense, this work sought to model the behavior of commodity prices, especially those of agriculture, through the VAR/VEC autoregressive vector model. In general, commodities are explained by the fundamentals of the market, but other factors are also investigated, such as financing, exchange rate and prices of other commodities (particularly oil), which may affect the dynamics of agricultural commodity prices. As Brazil is a major producer and exporter these commodities, the main objective of this work was to analyze the dynamics of international commodity prices with emphasis on the Brazilian case over the period from 2000 until 2016. Specifically, we sought to: i) study the effects of the exchange rate and the oil on international price of Brazilian commodities; ii) examine the relationship between corn prices, oil and exchange rate in Brazil; (iii) investigate the influence of a set of variables, represented by exchange rates, domestic prices, agricultural exports and imports, in the process of setting for international prices of soybeans; iv) verify if there is evidence of the role of finance items on coffee prices. In this sense, several econometric procedures were performed, namely statistical tests of significance of the coefficients, unit root, Granger causality, Johansen cointegration, response function and variance decomposition of prediction errors. The results obtained are compared by means of the unit root tests, that all series are integrated of order 1. Johansen's cointegration tests showed the relation between the exchange rate, domestic and international prices for both soybean and coffee. However, for the corn, oil and exchange rate prices, the long-term relationship was not



observed. With regard to a causality of Granger, the results demonstrated a causal relationship between domestic and international prices of soybean and coffee and the commodities prices and exchange rates cause oil prices. The prices of agricultural commodities did not cause the exchange rate indicating, in turn, absence of the *commodity currency* phenomenon for these variables. Moreover, the impulse-response function and the decomposition of the variance of forecast errors make clear the explanatory power of commodity prices on their own variance, especially for international soybean prices. In addition, it was found for coffee that the errors estimated in the month twelve are explained in 46% by the international coffee prices themselves and 41% by the domestic prices of Brazilian coffee, with exchange rates and interest rates being little relevant to explain the variations occurred in the ratio by which it can be inferred that there was no evidence of a financialization process in the international coffee prices. Thus, the results obtained in this investigation based on the Brazilian case, will may contribute for a better understanding of the links between all the variables that have been examined, and beyond researchers, it also has a pragmatic application to the agents (producers, traders, financiers, etcetera) involved in the commodities market.

Keywords: *Commodity* prices. Exchange rate. Econometric modeling. Agricultural Commodities. Soybean. Corn. Coffee. Oil.

## ÍNDICE GERAL

DEDICATÓRIA .....	ii
AGRADECIMENTOS .....	iii
RESUMO .....	iv
ABSTRACT .....	vi
ÍNDICE GERAL .....	viii
ÍNDICE DE FIGURAS .....	xi
ÍNDICE DE TABELAS .....	xii
LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS .....	xiv
CAPÍTULO 1 .....	1
APRESENTAÇÃO.....	1
CAPÍTULO 2 .....	12
COMMODITIES .....	12
2.1 Introdução .....	12
2.2 <i>Commodities</i> agrícolas.....	13
2.3 Soja .....	16
2.3.1 Origem e distribuição geográfica.....	16
2.3.2 Importância econômica .....	19
2.4 Milho.....	24
2.4.1 Origem e distribuição geográfica.....	24
2.4.2 Importância econômica .....	25
2.5 Café.....	30
2.5.1 Origem e distribuição geográfica.....	30
2.5.2 Importância econômica .....	32
CAPÍTULO 3 .....	38

FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA .....	38
3.1 Determinação dos preços: teorias clássicas .....	38
3.2 Determinação dos preços: teoria neoclássica .....	45
3.3 Revisão de literatura.....	57
CAPÍTULO 4 .....	62
METODOLOGIA.....	62
CAPÍTULO 5 .....	70
RESULTADOS E DISCUSSÃO .....	70
5.1 Os efeitos da taxa de câmbio e dos preços do petróleo nos preços internacionais das <i>commodities</i> brasileiras.....	72
5.1.1. Introdução .....	72
5.1.2. Dados e modelo estimado .....	73
5.1.4. Análise dos resultados .....	75
5.1.4 Considerações gerais .....	92
5.2 Relação entre os preços do milho, petróleo e taxa de câmbio .....	94
5.2.1. Introdução .....	94
5.2.2. Modelo teórico .....	96
5.2.3. Hipóteses de pesquisa .....	98
5.2.4 Dados e modelo estimado .....	99
5.2.6 Análise dos resultados .....	102
5.2.7 Considerações gerais .....	106
5.3 Preços da soja e dinâmica cambial .....	108
5.3.1 Introdução .....	108
5.3.2 Dados e modelo estimado .....	110
5.3.4 Análise dos resultados .....	112
5.3.4 Considerações gerais .....	123

5.4. Financeirização do café .....	125
5.4.1. Introdução .....	125
5.4.2 Dados e modelo estimado .....	127
5.4.4 Análise dos resultados .....	129
5.4.4 Considerações gerais .....	140
CAPÍTULO 6 .....	143
CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	143
REFERÊNCIAS .....	146
DECLARAÇÃO .....	159
A N E X O S .....	162
ANEXO I.....	163
ANEXO II.....	253
ANEXO III.....	259

## ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1 – Síntese do Capítulo 2.....	8
Figura 2 – Síntese do Capítulo 3.....	9
Figura 3 – Síntese do Capítulo 4.....	10
Figura 4 – Síntese do Capítulo 5.....	11
Figura 5 – Preço de equilíbrio de mercado.....	15
Figura 6 – Produção de soja (mil toneladas) nos estados brasileiros em 2018 .....	18
Figura 7– Comportamento da área cultivada de soja – Brasil.....	20
Figura 8 - Produção de soja nos Estados Unidos, Brasil e Argentina, principais produtores, entre as safras 2008/2009 e 2018/2019.....	21
Figura 9 – Mapa mundial de distribuição e produção do milho (safra 2018/19). ....	25
Figura 10 – Concentração geográfica da produção brasileira de milho, anos 2015/16.....	27
Figura 11 – Mapa mundial de produção de café, por tipo, 2019.....	31
Figura 12 – Produção total do café (arábica e conilon) no Brasil, 2003 a 2019.. ....	33
Figura 13 – Mapa mundial de consumo de café, 2019.....	33
Figura 14 – curva de demanda do consumidor individual. ....	50
Figura 15 – Curva de oferta da firma individual.....	52
Figura 16 – Preço de mercado.....	53
Figura 17 – Relações de preços na cadeia produtiva.....	56
Figura 18 – Comportamentos dos preços de <i>commodities</i> , petróleo e taxa de câmbio real efetiva, 2002-2012. ....	76
Figura 19 – Teste de estabilidade dos modelos VAR (a) e VEC (b).....	83
Figura 20 – Resposta da variável endógena aos choques nos preços do petróleo e taxa de câmbio real efetiva.....	90
Figura 21 – Resposta da variável endógena aos choques nos preços de <i>commodities</i> e taxa de câmbio real efetiva.....	91
Figura 22 – Logaritmos da taxa de câmbio real e dos preços do petróleo e milho janeiro/2000 a outubro/2015. ....	100
Figura 23 – Comportamento dos preços da <i>commodity</i> soja, taxa de câmbio, exportações e importações agrícolas e pecuária, 2000 – 2016.....	112
Figura 24 – Teste de Estabilidade do VAR (a) e do VEC (b) para a soja, 2000-2016.....	119
Figura 25 – Resposta da variável endógena aos choques na taxa de câmbio, preços domésticos, exportações e importações da agricultura e pecuária. ....	123
Figura 26 – Comportamentos dos preços internacionais e domésticos do café, índice de câmbio e juros, 2000-2016. ....	129
Figura 27 – Teste de Estabilidade do VAR (a) e do VEC (b) para o café, 2000-2016. ....	135
Figura 28 – Resposta da variável preço internacional do café as variáveis econômicas.....	140

## ÍNDICE DE TABELAS

Tabela 1 – Oferta, demanda e estoque final da soja em países selecionados .....	23
Tabela 2 – Produção de Soja nos principais estados brasileiros entre 2006 e 2011 .....	23
Tabela 3 – Produção e consumo mundial de milho pelos principais países nas últimas cinco safras, 2014 a 2018. ....	26
Tabela 4 – Comparativo de área, produção e produtividade de milho em grãos em estados brasileiros nas safras 2017/18 e 2018/19. ....	28
Tabela 5 – Projeção da produção, consumo e exportação de milho, 2015 a 2026 .....	29
Tabela 6 – Produção total de café pelos países exportadores.....	34
Tabela 7 – Consumo mundial de café .....	36
Tabela 8 – Critérios de seleção do número de defasagens ótima do teste ADF para os preços de <i>commodities</i> , petróleo e taxa de câmbio real efetiva, 2002-2012 .....	77
Tabela 9 – Teste de Raiz Unitária ADF, em nível e em 1ª diferença, para as variáveis de estudo no período entre 2002 e 2012.....	78
Tabela 10 – Teste de Raiz Unitária PP, em nível e em 1ª diferença, para as variáveis de estudo no período entre 2002 e 2012.....	79
Tabela 11 – Critérios de seleção do número de defasagens ótima para as variáveis do modelo VAR .....	80
Tabela 12 – Teste de autocorrelação dos resíduos .....	80
Tabela 13 – Teste de Cointegração de Johansen: estatística do traço .....	81
Tabela 14 – Teste de Cointegração de Johansen: estatística do Máximo Autovalor .....	82
Tabela 15 – Teste de causalidade à Granger aplicado ao VEC.....	83
Tabela 16 – Estimativas dos modelos vetorial de correção de erro (VEC) para os preços de <i>commodities</i> , petróleo e taxa de câmbio real efetiva, 2002-2012.....	85
Tabela 17 – Decomposição da variância - Preços das <i>commodities</i> (Modelo I) .....	87
Tabela 18 – Decomposição da variância - Preços do Petróleo (Modelo II) .....	88
Tabela 19 – Resultados do teste ADF e Phillips Perron dos preços do milho, petróleo e taxa de câmbio, em nível, de 2000 a 2016.....	102
Tabela 20 – Escolha da defasagem ótima para o modelo VAR da relação entre os preços do milho, os preços do petróleo e a taxa de câmbio real.....	103
Tabela 21 – Teste de Cointegração de Johansen: estatística do traço para a relação entre os preços do milho, os preços do petróleo e a taxa de câmbio real.....	103
Tabela 22 – Teste de Cointegração de Johansen: estatística do Máximo Autovalor para a relação entre os preços do milho, os preços do petróleo e taxa de câmbio real.....	104
Tabela 23 – Teste de causalidade à Granger para a relação entre os preços do milho, os preços do petróleo e a taxa de câmbio real .....	104
Tabela 24 – Teste de Raiz Unitária ADF, em nível e em 1ª diferença, para as variáveis de estudo no período entre 2000 e 2016.....	113
Tabela 25 – Teste de Raiz Unitária PP, em nível e em 1ª diferença, para as variáveis de estudo no período entre 2000 e 2016.....	115
Tabela 26 – Teste de Raiz Unitária KPSS, em nível e em 1ª diferença, para as variáveis de estudo no período entre 2000 e 2016.....	116
Tabela 27 – Seleção da ordem de defasagem ótima para o modelo VAR/VEC .....	117

Tabela 28 – Teste LM de autocorrelação dos resíduos .....	117
Tabela 29 – Teste de cointegração de Johansen.....	118
Tabela 30 – Estimativas de longo prazo do modelo vetorial de correção de erro (VEC) .....	120
Tabela 31 – Estimativas de curto prazo do modelo vetorial de correção de erro (VEC) .....	121
Tabela 32 – Decomposição da variância dos preços internacionais da soja (%), 2000-2016 .....	122
Tabela 33 – Teste de Raiz Unitária ADF, em nível e em 1ª diferença, para as variáveis de estudo no período entre 2000 e 2016.....	130
Tabela 34 – Teste de Raiz Unitária PP, em nível e em 1ª diferença, para as variáveis de estudo no período entre 2000 e 2016.....	131
Tabela 35 – Teste e critério de seleção da ordem de defasagem ótima para o modelo VAR/VEC ..	132
Tabela 36 – Teste LM de autocorrelação dos resíduos .....	133
Tabela 37 – Teste de cointegração de Johansen.....	134
Tabela 38 – Teste de Estabilidade do VAR e do VEC para o café, 2000-2016 .....	136
Tabela 39 – Estimativas de longo prazo do modelo vetorial de correção de erro (VEC) .....	136
Tabela 40 – Decomposição da variância dos erros de previsão para o café, 2000-2016 .....	138

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF	Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado
AIC	Critério de informação de Akaike
FPE	Critério de informação Erro de Predição
FGV	Fundação Getúlio Vargas
HQ	Critério de informação Hannan-Quinn
H-O	Heckscher-Ohlin
H-O-S	Heckscher-Ohlin-Samuelson
IGP – DI	Índice Geral de Preços /Disponibilidade Interna
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
INPC	Índice Nacional de Preços ao Consumidor
IPA	Índice de Preços ao Produtor Amplo
IPEA	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
LM	Testes Multiplicadores de Lagrange
LR	Critério de informação Razão de Verossimilhança
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
PP	Teste de Raiz Unitária Philips-Perron
SC	Critério de informação Schwarz
SELIC	Sistema Especial de Liquidação e custódia
VAR	Vetor Autorregressivo
VEC	Vetor Autorregressivo com correção de erro



## CAPÍTULO 1

### APRESENTAÇÃO

Esta tese de doutoramento é sobre a investigação da dinâmica dos preços internacionais das *commodities*. A motivação para realizar esta investigação advém da percepção de que as *commodities* são estratégicas para qualquer país, sobressaem na economia global por representar bens com características peculiares e de grande relevância econômica e social. Trata-se de bens homogêneos ou indiferenciados, comercializados em grande escala por diversos países, cujos preços são, em geral, determinados por mercados internacionais organizados por meio de bolsas de mercadorias. No caso do Brasil, de acordo com FGV (2018), representam 52% do valor total exportado em 2017. Nesse sentido, estudos sobre os preços de *commodities* têm tido cada vez mais ênfase na discussão tanto no ambiente acadêmico quanto nos ambientes empresarial e político. Entender esta dinâmica, e os fatores que a determinam, é de fundamental importância, especialmente para os países exportadores de *commodities*.

A dinâmica dos preços internacionais das *commodities* impacta diretamente na estrutura produtiva de um país. Quando ocorre uma alta generalizada nos preços, os setores produtores obtêm lucros que atraem investimentos para os mesmos. Em consequência, ocorre forte concentração destas *commodities* na pauta de exportação, a exemplo do que acontece no Chile, com a exportação de cobre; na Argentina, com as exportações de soja e carne bovina; no Brasil, com as exportações da soja, café e, recentemente, petróleo.

O Brasil destaca-se como grande produtor e exportador de *commodities*<sup>1</sup>, como bens agrícolas, energéticos e minérios. O termo *commodities* é utilizado para classificar produtos básicos que são essenciais no processo produtivo (como o petróleo e minérios) e para a alimentação humana e animal, essenciais à sobrevivência. Nesse sentido, a presente tese enfoca o estudo dos preços de importantes *commodities* agrícolas, que pertencem ao subgrupo alimentar, nomeadamente soja, milho e café. A seleção dessas *commodities* se justifica, de modo geral, pela relevância mundial, significativa participação na pauta de exportação brasileira, pela expressiva cadeia produtiva, crescimento da demanda e importância econômica e social refletida na geração de emprego e renda. De modo específico, no caso da soja e milho, pela diversidade de utilização, quer na alimentação humana ou de animais e, mais recentemente, na produção de biocombustíveis. No caso do café, pela relevância histórica para o Brasil. Além disso, embora as *commodities* energéticas também sejam relevantes para a economia mundial, no período de análise (2000-2016) o avanço na participação destas foi relativamente menor do que das *commodities* agrícolas na pauta de exportação brasileira.

Assim, o Brasil se destaca como grande produtor e exportador de *commodities*, especialmente agrícolas. As exportações brasileiras do agronegócio representadas majoritariamente por *commodities* responderam por US\$ 96 bilhões em 2017, contribuindo para o saldo da balança comercial do país<sup>2</sup> (MAPA, 2018). Em geral, as

---

<sup>1</sup> De acordo com Branco (2013), a participação do grupo das *commodities* nas exportações brasileiras tem crescido de forma importante e, nos últimos anos, tomou a liderança na pauta exportadora, enquanto percebe-se um declínio da participação dos manufaturados.

<sup>2</sup> Nas palavras do Ministro da agricultura da época, Blairo Maggi: “Esse saldo forte demonstra importância do setor para a economia. As *commodities* agrícolas foram importantes para a manutenção das contas externas, das reservas internacionais, durante a crise econômica que o Brasil sofreu” (MAPA, 2018).

variações nos preços das *commodities* são explicadas pelos fundamentos<sup>3</sup>, mas este estudo procurou investigar se outros fatores, como taxa de câmbio, preços de outras *commodities* (a exemplo do petróleo) e taxa de juros (financeirização), afetam a dinâmica dos preços internacionais das *commodities* agrícolas, especificamente do milho, soja e café sob a perspectiva brasileira.

O crescimento econômico de países como a China<sup>4</sup> e Índia provocou um aumento considerável na demanda por *commodities*, sem um aumento recíproco na produção, causando redução nos níveis de estoques globais e aumento generalizado nos preços (PEREIRA, 2009a). De acordo com Marques *et al.* (2006), a crescente conscientização por produtos livres de agrotóxicos tem influenciado a demanda por produtos mais “limpos”. Além disso, as oscilações nos preços do petróleo<sup>5</sup> têm feito com que as fontes de energia renováveis de *commodities* agrícolas sejam temas atuais de discussões no cenário econômico. O caráter não renovável do petróleo traz sérias implicações ao meio ambiente bem como na dimensão intergeracional, ou seja, da preservação e utilização ao longo do tempo.

De acordo com Lewin (2013), os preços das *commodities* são suscetíveis a influências de diferentes fatores, destacando que: i) o aumento dos preços do petróleo

---

<sup>3</sup> Os fundamentos indicam que os preços em mercados competitivos são formados pelo cruzamento das curvas da oferta e da demanda. Convém ressaltar, entretanto, que os fundamentos do mercado de *commodities* tem peculiaridades: pequenas alterações na oferta ou na procura, podem acarretar alterações significativas nos preços, acentuando o seu caráter fortemente cíclico, e isso deve-se ao fato de os ajustamentos de equilíbrio serem mais lentos neste mercado. Por exemplo, face a uma quebra na produção de café (5% por exemplo), vai-se registrar escassez e um aumento mais que proporcional do preço, considerando que não há estoques significativos, o problema só se vai resolver no médio ou até longo prazo (com novas plantações). De uma forma geral, os ajustamentos no mercado de produtos industriais, são mais rápidos, podendo as fábricas ajustar-se mais facilmente à procura.

<sup>4</sup> De acordo com os dados divulgados por JP Morgan Chase Bank (2008), no período de 2004 a 2007 a China respondeu por cerca de 84% da demanda por minério de ferro, 75% da demanda por aço, 65% da demanda por *commodities* metálicas, 36% do aumento no consumo do petróleo e 30% do aumento do consumo por bens agrícolas.

<sup>5</sup> O petróleo e seus derivados exercem um papel importante no desenvolvimento econômico e social dos países, inclusive do Brasil, dada sua relevância na matriz energética mundial e na geração de emprego e renda (ROOS, 2013).

também causou um efeito sobre os preços das demais *commodities* e; ii) a depreciação do dólar americano diante de uma ampla gama de moedas pode ter desempenhado um papel relevante, pois a maioria das *commodities* é cotada em dólar. No mesmo sentido, as *commodities* tornaram-se mais baratas para os consumidores que possuem moedas diferentes do dólar e os lucros dos produtores tornaram-se menores, de modo que os dois efeitos combinados levaram a um aumento dos preços em dólar.

Diante do exposto, surge o seguinte questionamento:

*Quais os efeitos reais da taxa de câmbio e dos preços do petróleo nos preços internacionais das commodities brasileiras?*

Linhas de pesquisas mais recentes têm investigado a relação entre exportação de *commodities* e taxa de câmbio, seguindo a ideia de que países que são exportadores de *commodities* tendem a ter sua moeda apreciada em relação às outras moedas. Geralmente as moedas destes países são chamadas de *Commodity Currencies* porque a variação dos preços é transferida para a taxa de câmbio, causando valorização ou desvalorização que impactam na estabilidade macroeconômica do país.

Outro ponto importante diz respeito à substituição do petróleo por fontes energéticas mais “limpas”. Isto tem resultado em uma maior demanda por biocombustíveis, pressionando os preços do milho, soja e outros grãos (HAMPSHIRE, 2008). Segundo MAPA (2017), a previsão de produção de milho, em 2016/17, foi estimada em 92,8 milhões de toneladas e para 2026/27, a produção projetada é de 118,8 milhões de toneladas, mas seu limite superior pode chegar a 177,2 milhões de toneladas, de modo que o Brasil se caracteriza como um grande produtor desta *commodity*.

Diante do exposto, surgem os seguintes questionamentos:

*Qual a relação entre os preços do milho, petróleo e taxa de câmbio?*

*Há evidência de Commodity Currencies?*

Importa salientar que a maior concentração das exportações brasileiras em *commodities*, bem como a perspectiva que isso evolua nos próximos anos, traz consigo a necessidade de acompanhar e entender melhor o mercado de *commodities*, a dinâmica dos preços, as implicações nos fluxos de exportação e importação de insumos agrícolas e as consequências para o crescimento econômico do país. Ademais, a taxa de câmbio influencia as exportações agrícolas, uma vez que a comercialização de *commodities* se dá em cotações de preços do mercado internacional, ou seja, o preço das *commodities* é formado internacionalmente e não no mercado nacional. Por outro lado, a taxa de câmbio exerce influência também nas importações de matérias primas que são utilizadas na produção de insumos agrícolas. Portanto, não se pode negar que existe uma importante relação entre preços internacionais de *commodities*, taxa de câmbio, exportações e importações de insumos agrícolas. O Brasil destaca-se como um dos maiores produtores e exportadores mundiais da soja, constituindo-se no segundo maior exportador de todo o complexo soja (grão, farelo e óleo), ficando atrás somente dos Estados Unidos na exportação da soja em grão e da Argentina na exportação de farelo e óleo de soja (USDA, 2014).

Diante do exposto, surgem os seguintes questionamentos:

*Choques nas variáveis – Preços domésticos, taxa de câmbio, exportações e importações de insumos agrícolas – são transmitidos para os preços internacionais da soja? De que forma e em que intensidade?*

Outro aspecto importante sobre os preços de *commodities* refere-se à financeirização<sup>6</sup>, cuja principal característica diz respeito ao deslocamento periódico dos fundamentos. A ocorrência da financeirização dos preços pode se dar em virtude da participação de certos investidores no mercado de *commodities*. De acordo com Mayer (2011), esses investidores se diferenciam dos investidores tradicionais porque os seus investimentos estariam atrelados à uma lógica de alocação de portfólio que sofre forte influência de estratégias especulativas, ou seja, estratégias de formação de passivos em uma moeda de baixa taxa de juros para aplicação em *commodities* com forte influência nas expectativas sobre a variação dos preços, mas também sobre taxas de juros e câmbio.

A cafeicultura é uma atividade econômica e socialmente importante em nível mundial. O Brasil destaca-se como o maior produtor e exportador de café e segundo maior consumidor do produto no mundo. Segundo a CONAB (2019), a estimativa da produção brasileira em 2018/19 está entre 50,48 e 54,48 milhões de sacas de 60 kg de café beneficiado.

Diante do exposto, surgem os seguintes questionamentos:

*O preço internacional do café tem passado por um processo de  
financeirização? As taxas de câmbio e juros do Brasil e dos Estados Unidos  
influenciam estes preços?*

A hipótese de trabalho é que variáveis microeconômicas, como preços domésticos, preço de outra *commodity* (Petróleo), adicionadas às variáveis macroeconômicas, como taxa de câmbio, taxa de juros, exportações e importações de insumos agrícolas, compõem um conjunto de fatores econômicos que podem explicar

---

<sup>6</sup> Entende-se por financeirização um conjunto de influências que vêm do mercado financeiro e provoca variações nas cotações de um determinado bem, independente dos fundamentos.

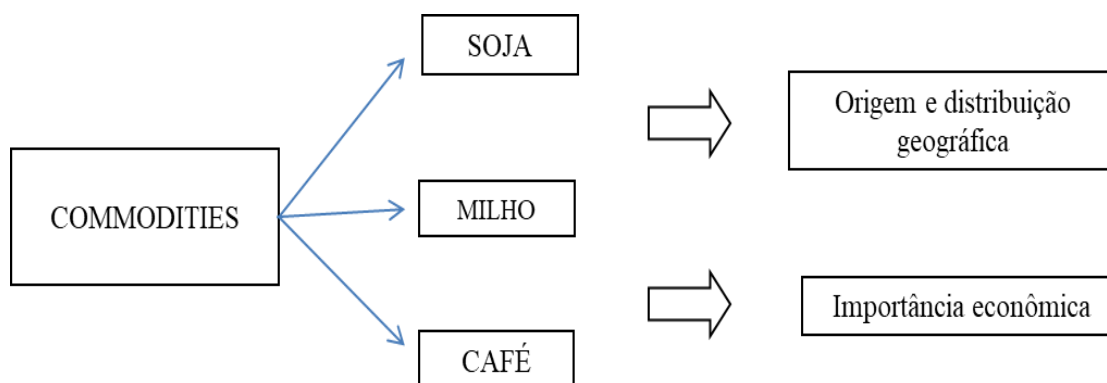
a correlação e dinâmica dos preços internacionais das *commodities* agrícolas soja, milho e café. As mudanças destes fatores econômicos influenciam a oferta e demanda das *commodities* agrícolas, impactando diretamente na dinâmica dos seus preços ou indiretamente quando afeta as expectativas, ou seja, por tratar de bens estocáveis, a mudança de expectativas altera a demanda por estoques e, em consequência, a dinâmica dos seus preços em um determinado período de tempo. Assim, o presente estudo parte do princípio que existem indicadores que são úteis para determinar as tendências das variações destes preços no curto e, ou longo prazos a depender dos fatores determinantes no período em questão.

Assim, diante da ampla inserção do Brasil no mercado internacional, onde se destaca como expressivo produtor e exportador de *commodities*, o objetivo central deste estudo é analisar a dinâmica dos preços internacionais de *commodities*, no período compreendido entre 2000 e 2016. Especificamente pretendeu-se:

- a) estudar os efeitos da taxa de câmbio e dos preços do petróleo nos preços internacionais das *commodities* brasileiras de janeiro de 2002 a maio de 2012;
- b) examinar a relação entre os preços do milho, petróleo e taxa de câmbio no Brasil de janeiro de 2000 a outubro de 2015;
- c) investigar a influência de um conjunto de variáveis, representadas por taxa de câmbio, preços domésticos, exportações e importações de insumos agrícolas, no processo de fixação dos preços internacionais da soja, de janeiro de 2000 a fevereiro de 2016;
- d) identificar a existência de indícios de financeirização dos preços internacionais do café, a partir das taxas de câmbio e juros, de janeiro de 2000 a dezembro de 2016.

Nas últimas décadas, o mercado internacional de *commodities* agrícolas mostrou-se crescente e o Brasil despontou como um dos maiores produtores e exportadores de *commodities* neste mercado. Neste contexto, surgiu o interesse em investigar a relação entre variáveis econômicas e o preço internacional de *commodities* agrícolas. Ademais, em meio à atual conjuntura econômica mundial, marcada por tantas variações nos preços das *commodities*, além da preocupação com a segurança alimentar de milhões de pessoas e animais, do uso como biocombustíveis, as *commodities* têm sido mais recentemente alvo também do mercado financeiro. Dentro desse escopo, acadêmicos, agentes de mercado e formuladores de política econômica buscam acompanhar e compreender a dinâmica e perspectivas dos preços internacionais de *commodities*. Neste sentido, esta investigação procurou corroborar através das respostas aos questionamentos levantados acima e preenchimento de algumas lacunas empíricas e científicas atreladas ao objeto de estudo.

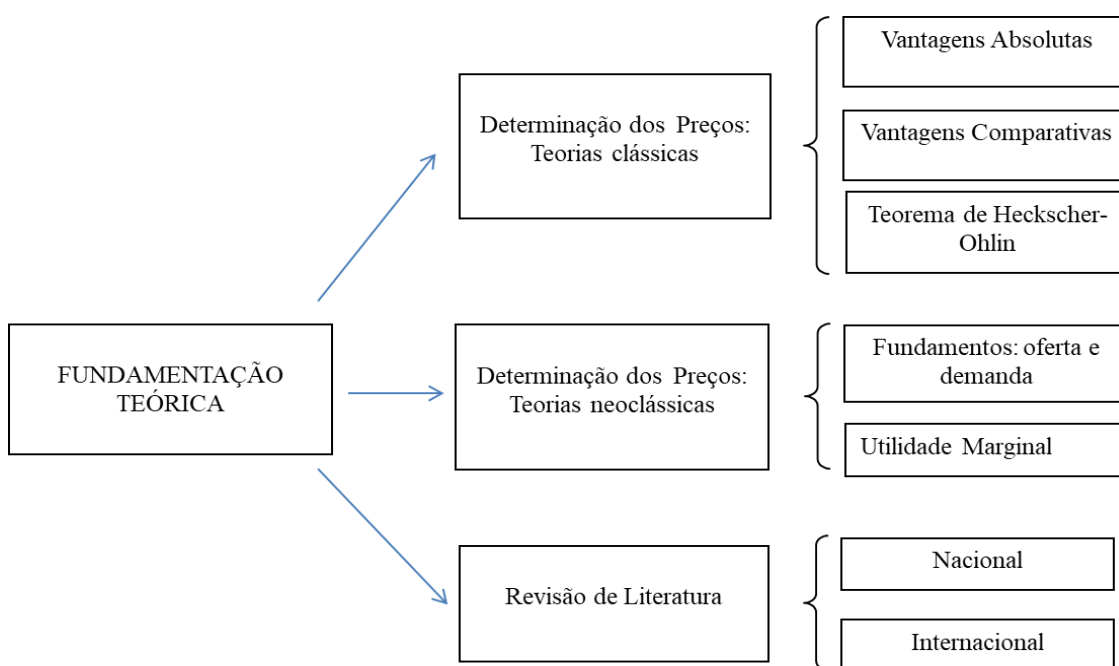
Este estudo é formado por seis outros capítulos, além desta apresentação. O segundo capítulo trata das *commodities* agrícolas, soja, milho e café. Está organizado, em introdução e dois subtópicos que descrevem cada *commodity*, considerando: a origem e distribuição geográfica bem como sua importância econômica (Figura 1).



**Figura 1** – Síntese do Capítulo 2.



O terceiro capítulo descreve a fundamentação teórica, iniciando com a determinação dos preços no contexto das teorias clássicas do comércio exterior, com ênfase nas vantagens absolutas, vantagens comparativas e o teorema de Heckscher-Ohlin (H-O). Em seguida, descreve a determinação dos preços sob a égide das teorias neoclássicas e, por último, apresenta uma revisão de literatura sobre trabalhos que investigaram preços de *commodities* e modelagem de vetores autorregressivos, conforme fluxo indicativo na Figura 2.

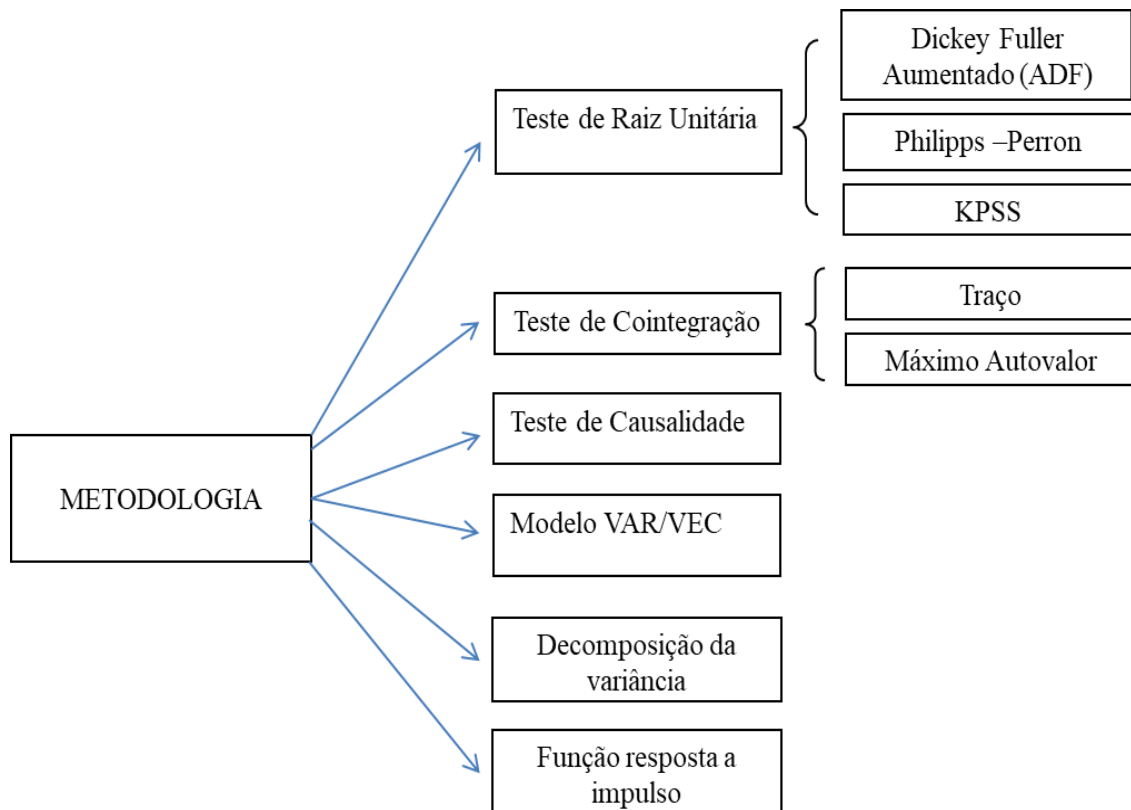


**Figura 2** – Síntese do Capítulo 3.

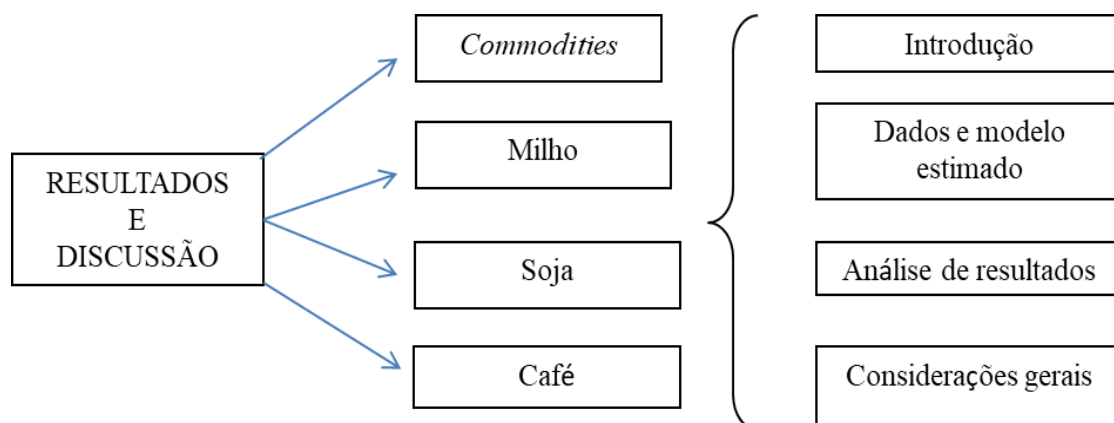
O quarto capítulo, conforme Figura 3, demonstra os procedimentos metodológicos, inclusive o passo a passo percorrido na modelagem, nomeadamente, teste de raiz unitária, teste de cointegração de Johansen, teste de causalidade de Granger, estimação do VAR/VEC, decomposição da variância dos erros de previsão e função resposta-impulso.

Conforme Figura 4, o quinto capítulo apresenta os resultados e discussão a partir de pelo menos quatro vertentes: introdução, base de dados, análise dos

resultados e considerações gerais sobre os preços das *commodities* soja, milho e café. Especificamente avalia o tempo de reação aos choques de um conjunto de variáveis econômicas, a duração e a direção das respostas, bem como as semelhanças e diferenças das respostas nos preços internacionais destas *commodities* agrícolas.



**Figura 3** – Síntese do Capítulo 4.



**Figura 4** – Síntese do Capítulo 5.

No último capítulo, são apresentadas as considerações finais da tese, incluindo sugestões e recomendações para pesquisas futuras.

## CAPÍTULO 2

### COMMODITIES

#### 2.1 Introdução

*Commodities* é um termo adotado no mercado financeiro, que significa “mercadorias”, têm origem no setor primário e são, muitas vezes, utilizadas como matérias primas das indústrias. Geralmente apresentam as seguintes características: grande importância mundial, produção em larga escala, comercialização mundial, características uniformes de produção e podem ser estocadas sem perda de qualidade. De forma resumida, Kaldor (1939) considera que em um mercado organizado é essencial que as *commodities*: i) sejam totalmente padronizadas em suas características; ii) tenham demanda generalizada.

De acordo com um estudo realizado na Universidade de São Paulo, citado por Lazzarini e Nunes (2000), fatores como terra, condições edafoclimáticas e mão de obra disponíveis no Brasil contribuem para que este apresente competitividade frente aos concorrentes. Diante disso, o Brasil tem adotado novas técnicas de plantio direto, melhoramento de variedades adaptadas às regiões produtoras e controle de pragas e doenças visando obter cada vez mais ganhos de produtividade.

Dentro deste escopo, o presente capítulo aborda alguns aspectos relacionados às *commodities* agrícolas soja, milho e café, descrevendo suas origens, distribuições geográficas e importâncias econômicas.

## 2.2 Commodities Agrícolas

Com base em Marques *et al.* (2006), esta seção foi desenvolvida no intuito de apresentar de forma clara e objetiva as características das *commodities* agrícolas e sua relação com a dinâmica dos preços.

A dinâmica de preços nos mercados de *commodities* agrícolas segue, geralmente, as mesmas leis e regras de mercado dos demais bens e serviços produzidos na economia. Entretanto, ressaltam algumas características específicas desse setor:

- As *commodities* agrícolas são produzidas na forma bruta e precisam ser processadas antes de serem vendidas aos consumidores finais.
- Algumas *commodities* agrícolas são sazonais, por isso precisam ser armazenadas em alguns meses durante o ano, visando garantir um abastecimento adequado para o mercado, seja na safra ou na entressafra.
- A produção agrícola, além de ser distribuída em função do clima, solo, tradições e outros fatores, também é extremamente atomizada no que diz respeito à localização geográfica e tamanho da unidade produtiva.
- É difícil de ajustar a produção de *commodities* agrícolas às necessidades da demanda, pois o planejamento da produção é feito com meses ou até mesmo anos de antecedência à entrega do bem, quando muitas vezes as condições de mercado podem ter se alterado, com fortes reflexos nas variações dos seus preços. Por outro lado, esta demora e a consequente variações dos preços acarreta “*hedging*”<sup>7</sup> e as suas

---

<sup>7</sup> Para exemplificar, suponha um produtor de algum tipo de *commodity*, como soja, milho ou café, e que o preço da saca do seu produto no mercado futuro é de US\$ 30 com vencimento em meados do ano seguinte. No entanto, este produtor não tem nada produzido e seus custos para a produção de cada saca seja soja, milho ou café são de US\$ 24. Então, para garantir a obtenção dos lucros de US\$ 6 necessários para a continuidade do seu negócio e evitar o risco de que, quando estiver com o produto em mãos o preço da entrega seja menor, este produtor compra opções de venda no mercado futuro. De modo que garante a entrega das sacas no prazo determinado pelo valor atual e não pelo valor que elas estarão no futuro. No entanto, na prática, é fundamental um ótimo planejamento financeiro e alguns cuidados essenciais. (Para mais detalhes sobre hedging, ver Pereira (2009), Romeu (2014) e Louzardo (1998)).

implicações financeiras. A estratégia de *hedge*<sup>8</sup> de produção em *commodities* tem sido muito utilizada e se mostrado bastante eficiente.

No entanto, cabe destacar que a estrutura de mercado que geralmente se considera na análise de preços de *commodities* agrícolas é a de concorrência perfeita<sup>9</sup>, cujas principais características são: elevado número de agentes participantes do mercado; as empresas são pequenas em comparação ao total do mercado; perfeita mobilidade dos fatores de produção (terra, trabalho, capital, capacidade empresarial) e homogeneidade do bem. Esta condição de homogeneidade e a pequena participação na produção total transformam o produtor individual de *commodities* em tomador de preços na medida em que este aceita o preço determinado pelo mercado. A empresa vendedora é uma tomadora de preços e a *commodity* um produto não diferenciado aos olhos dos consumidores. Essa situação é chamada “commoditização de bens agrícolas”, sendo, de certa forma, desvantajosa. O vendedor sozinho não consegue aumentar seu preço, pois seu preço é, por hipótese, igual ao dos outros vendedores e, portanto, nenhum consumidor estaria disposto a pagar mais pelo mesmo produto. E os cartéis que se procuraram formar para este tipo de bens, para a soja, café, etc., não tiveram grande sucesso (ao contrário do caso da OPEP, para o petróleo). Nesse sentido, visando obter algum poder de mercado, as empresas diferenciam seus produtos e procuram atrair consumidores de outros mercados ou de outras empresas concorrentes. Para isso, investem na embalagem, serviços e outras características para diferenciar o bem e agregar valor. Dessa forma, criam estratégias de vendas com base na qualidade.

---

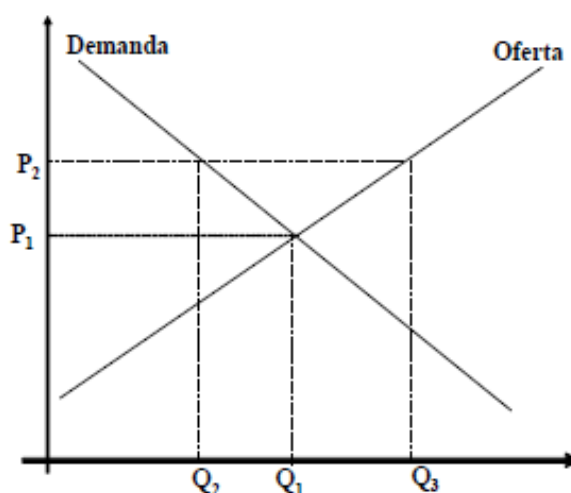
<sup>8</sup> Em finanças, *hedge* é um instrumento financeiro utilizado para proteger as operações financeiras contra o risco das variações de preço de um determinado produto. Surgiu no intuito de suprir a necessidade dos produtores e dos compradores (comerciantes e intermediários) de obterem um preço fechado para os produtos e não ficarem suscetíveis às variações futuras do mercado.

<sup>9</sup> Ver mais detalhes na seção 3,2 .

Dentro deste escopo, ainda de acordo com Marques *et al.* (2006), para alcançar o equilíbrio no mercado de *commodities* existe um caminho a percorrer que passa por:

- Negociação entre comprador e vendedor. Nesta negociação o vendedor procura alcançar o preço mais alto possível e o comprador, o preço mínimo. Evidentemente o agente que tiver mais informações sobre as condições de mercado das *commodities* sairá com vantagem na negociação.
- Organização dos mercados. Quanto mais organizado o mercado, mais a comercialização entre as partes envolvidas seguirá regras específicas e conhecidas por todos.

Como exemplo para o equilíbrio de mercado, suponhamos que compradores e vendedores de *commodities* tenham expectativa de preços igual a  $P_2$ . Nesse caso, os consumidores se dispõem a comprar  $Q_2$ , mas os vendedores querem vender  $Q_3$ , surgindo então, um excesso de oferta ( $Q_2 - Q_3$ ). Para resolver esse problema, os vendedores reduzem seus preços até o ponto em que a quantidade corresponda exatamente ao que os consumidores estão dispostos a comprar, representado pelo ponto de equilíbrio  $P_1$  na Figura 5.



**Figura 5** – Preço de equilíbrio de mercado.  
Fonte: Marques *et al.* 2006.

Convém ressaltar que este preço de equilíbrio não é tão simples como pode parecer e, por isso, estudos que incluem os fatores que afetam o comportamento dos preços são de vital importância. Nomeadamente, em países que são produtores significativos de alguns destes bens.

## **2.3 Soja**

### **2.3.1 Origem e distribuição geográfica**

Dentre as culturas mais importantes da atualidade, a soja (*Glycine max* (L.) Merrill) vem se destacando mundialmente por ser a de maior incremento na área plantada, estimando-se cerca de 6% das terras aráveis do planeta (HARTMAN *et al.*, 2011).

Segundo a EMBRAPA (2018), os primeiros relatos sobre a soja surgiram no período entre 2883 e 2838 A.C., sendo considerado um grão sagrado, ao lado do arroz, do trigo e do milho. Um dos primeiros registros aparece no livro “Pen Tsáo Kong Mu”, descrevendo as plantas da China ao Imperador Sheng-Nung. Até o término da guerra entre a China e o Japão, aproximadamente 1894, a produção da soja se restringiu à China. Contudo, mesmo sendo bastante conhecida e consumida no continente asiático, na Europa só foi iniciada em torno de 1730, introduzida nos jardins botânicos da Inglaterra, França e Alemanha. No continente americano, a soja foi introduzida nos Estados Unidos em 1765. Já no Brasil, sua introdução deu-se em 1882, no estado da Bahia. Em meados de 1900, o Instituto Agrônomo de Campinas distribuiu sementes de soja para os produtores do estado de São Paulo. Em razão das semelhanças climáticas do ecossistema de origem (Sul dos EUA), e dos materiais

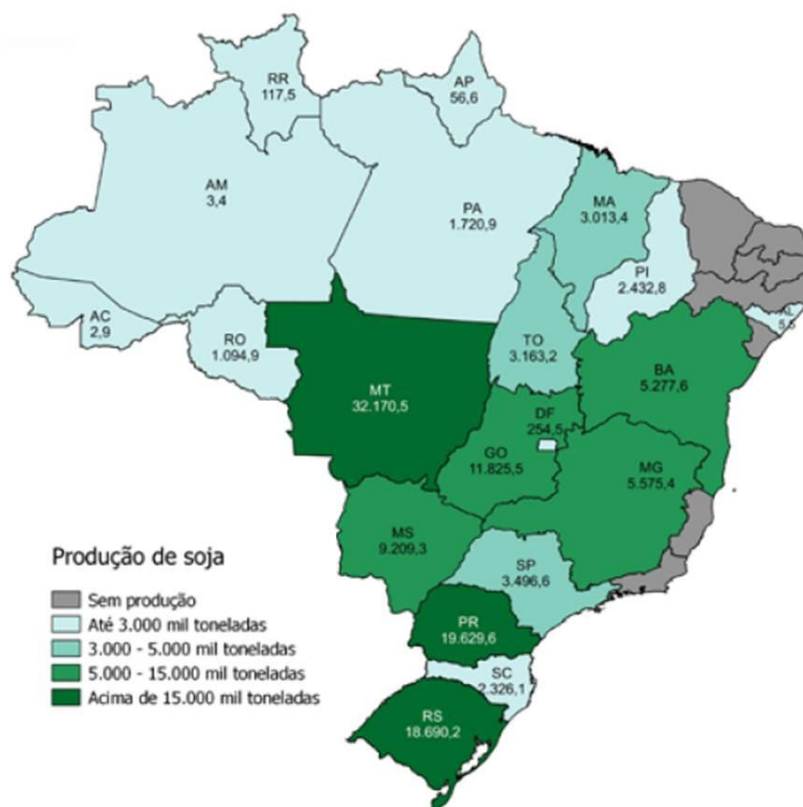


genéticos disponíveis no país, a cultura da soja encontrou condições favoráveis ao seu desenvolvimento. Na segunda década do Século XX, as indústrias mundiais perceberam seu valor comercial devido ao teor de óleo e proteína e muitos países investiram no cultivo do grão. Entretanto, importa salientar que alguns países fracassaram no cultivo da soja, a exemplo da Rússia, Inglaterra e Alemanha, muito provavelmente pelas condições climáticas desfavoráveis.

No Brasil, no final da década de 1960, o trigo era a principal cultura do Sul do país e a soja surge como alternativa para intercalar com o trigo, tendo terra, maquinários e mão de obra disponíveis. Concomitantemente, tem início no Brasil investimentos na produção de suínos e aves, gerando demanda por farelo de soja e o país se destaca em relação aos outros países produtores pelas razões supracitadas, mas também pelo escoamento da safra brasileira que acontece na entressafra americana, quando os preços alcançam as maiores cotações. De modo que a produção comercial de soja torna-se uma alternativa estratégica no país. Ademais, em meados de 1970, ocorre uma elevação nos preços da soja no mercado mundial, estimulando ainda mais os agricultores e até o governo brasileiro que investe em pesquisa e tecnologia para adaptação da soja às condições nacionais, através da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (FAMINOW e HILLMAN, 1987; EMBRAPA, 2018).

Nesse sentido, em 1975 foi criada a Embrapa Soja no estado do Paraná, visando integrar e reforçar as pesquisas com a soja no sul e sudeste do país. Nos anos seguintes, outras instituições foram surgindo nos estados de Goiás, Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Mato Grosso e Distrito Federal, de modo que a expansão da cultura, produtividade e elevação da capacidade competitiva da soja brasileira apresenta associação direta com a pesquisa e tecnologia (EMBRAPA, 2018). Sem dúvida, a Embrapa contribuiu muito no melhoramento genético da soja, levando sempre em

consideração as condições edafoclimáticas dos estados produtores, o desenvolvimento de técnicas de manejo integrado de pragas, redução de defensivos e o zoneamento agroclimático com indicação das áreas mais propícias para a produção da soja no país.



**Figura 6** – Produção de soja (mil toneladas) nos estados brasileiros em 2018  
Fonte: CONAB (2018).

Knorr (2017) enfatiza o aumento vertiginoso da produção de soja no Brasil entre 1970 e 2015, sendo que, de acordo com Conab (2018), atualmente a soja é produzida em 18 das 27 unidades da federação brasileira, conforme se observa na Figura 6.

### 2.3.2 Importância econômica

A cultura da soja se destaca no cenário mundial por ser a principal oleaginosa utilizada na fabricação de óleos comestíveis para alimentação humana. Além disso, é utilizada como fonte de proteína vegetal, alimentação animal e na produção de biocombustíveis. A soja é matéria prima importante para a indústria química e farmacêutica, e também são utilizados o leite e a farinha de soja para produção de pães e doces e na composição de massas, cereais, carne de soja, linguiças e salsichas. Há ainda o granulado de soja, usado como alimento de abelhas, em cervejas e adubos, dentre outros subprodutos. Ademais, no que concerne ao biodiesel, as indústrias de processamento de soja participam ativamente na sua produção, pois atualmente em torno de 80% da produção de biodiesel no país utiliza a soja (DOMINGUES, 2016).

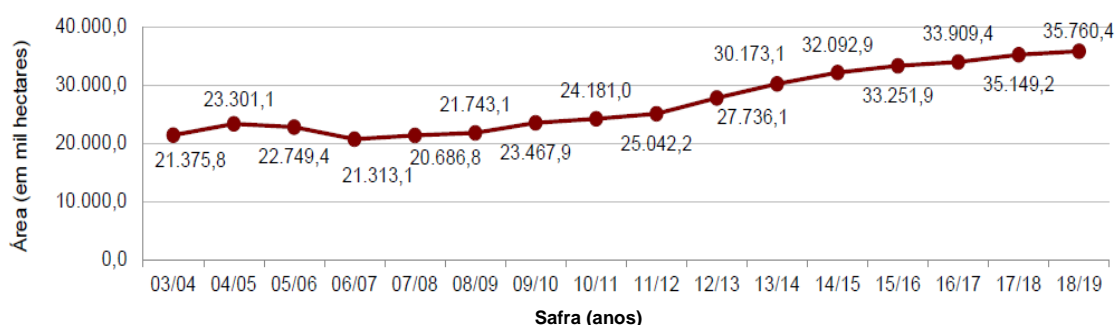
Segundo Gestão no Campo (2015), o rendimento da soja é de 83% para farelo e 17% para óleo, ambos de maior consumo no Brasil. Após a colheita, a soja segue para os armazéns, cooperativas ou *tradings*<sup>10</sup>, que se responsabilizam pela comercialização no mercado doméstico ou internacional. O processo de industrialização da soja começa com a secagem, limpeza, quebra e prensagem do grão, em seguida extrai-se o óleo e uma massa que é lavada com solvente é transformada em farelo. O processamento do óleo passa pelo esmagamento, degomagem para retirada da goma e refino que inclui neutralização, branqueamento e desodorização, a partir do qual esse óleo pode ser transformado em outros subprodutos. O farelo é destinado à

---

<sup>10</sup> As *tradings* coordenam a venda e a transferência física de produtos do mercado interno para o mercado internacional (LAZZARINI e NUNES, 2000)

indústria de rações, para a fabricação de alimento animal, sendo importante tanto pelo seu alto teor de proteína para rações quanto pela sua utilização em antibióticos e vitaminas para os animais.

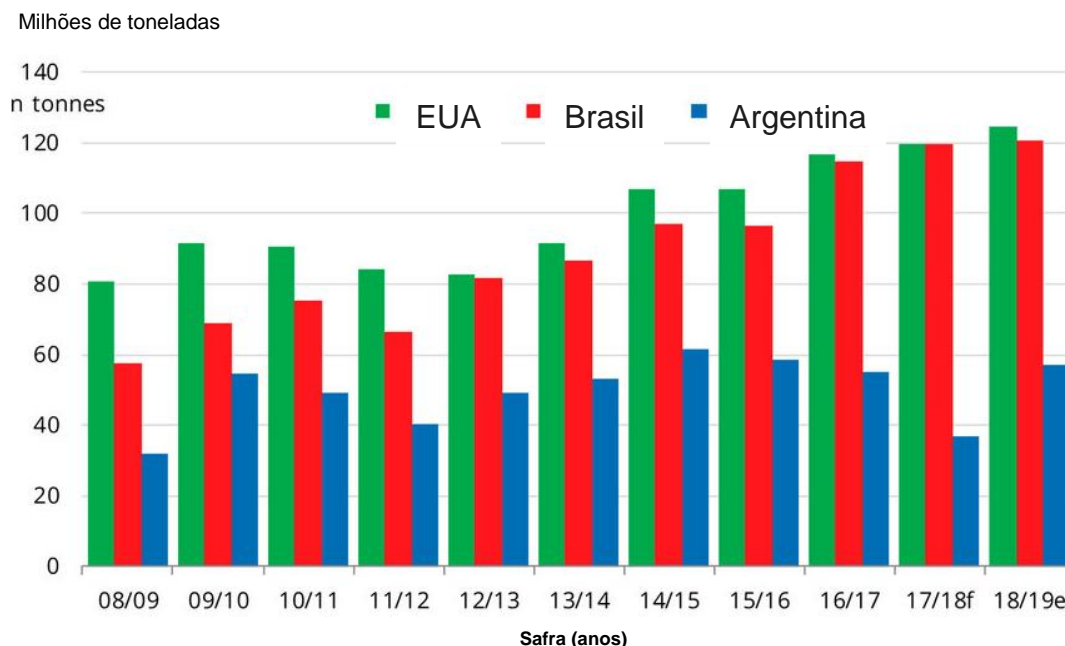
O total da produção mundial da soja, em 2017/18, foi de 336,699 milhões de toneladas, com área plantada de 124,580 milhões de hectares (USDA, 2019), sendo que diversas ações do governo ao longo do tempo contribuíram para o desenvolvimento da cultura no Brasil, que se destaca no mercado internacional como o segundo maior produtor de soja, atrás somente dos Estados Unidos. De acordo com a CONAB (2018), na safra brasileira 2018/2019 são estimadas quase 119 milhões de toneladas em uma área a ser colhida de 35,76 milhões de hectares, havendo um incremento de mais de 70% da área plantada nos últimos 15 anos (Figura 7).



**Figura 7**– Comportamento da área cultivada de soja – Brasil.

Fonte: CONAB (2018).

Em termos de produção mundial, os Estados Unidos, Brasil e Argentina respondem por mais de 80% da produção mundial de soja (USDA, 2019), o qual encontra-se ilustrado na Figura 8.



**Figura 8** - Produção de soja nos Estados Unidos, Brasil e Argentina, principais produtores, entre as safras 2008/2009 e 2018/2019.

Fonte: USDA (2019).

De acordo com dados disponibilizados pela EMBRAPA (2018), na safra 2017/18 o consumo interno de soja em grão foi de 59 milhões de toneladas, sendo exportados 68,1 milhões de toneladas (US\$ 25,7 bilhões), 14,2 milhões de toneladas de farelo (US\$ 5 bilhões) e 1,3 milhão de toneladas de óleo (US\$ 1 bilhão), totalizando US\$ 31,7 bilhões, sendo a *commodity* de exportação que mais se destaca na balança comercial brasileira. Dados do Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA, 2019) revelam que a China é a maior produtora e consumidora de óleo vegetal e farelo de soja do mundo.

De acordo com Hirakuri e Lazzarotto (2011) alguns fatores favoreceram a expansão da soja no mercado internacional: i) alto teor de proteína de elevada qualidade (cerca de 40%); ii) teor considerável de óleo no grão (cerca de 20%), destinado tanto para o consumo humano quanto para a produção de biocombustível; iii) padronização e uniformidade (produto homogêneo); iv) alta liquidez no mercado internacional e; v)

incremento tecnológico que possibilitou a ampliação da área e elevação da produtividade da cultura.

Conforme Tabela 1, verifica-se que os Estados Unidos, Brasil e Argentina respondem por 87,3% da produção e exportação mundial, sendo que nos últimos 8 anos ocorreu um aumento em torno de 65% no volume comercializado do grão e em 2013 quase 40% da produção mundial foi exportada. Quanto à importação, a China<sup>11</sup> e os países europeus respondem por 76,7%, sendo que a China absorve 65% da produção mundial.

Importa destacar o crescimento notável dos dados do Brasil, tanto na produção quanto na exportação. Nos anos 2012/13, o Brasil ultrapassou as exportações dos EUA. De acordo com a Tabela 2, a produção brasileira de soja concentra-se nos estados do Mato Grosso, Paraná, Rio Grande do Sul, Goiás, Mato Grosso do Sul e São Paulo.

Portanto, devido à relevância da soja para a economia brasileira, estudar os diversos fatores que influenciam os preços internacionais desta *commodity* é de extrema importância para todos os agentes envolvidos neste mercado.

---

<sup>11</sup> De acordo com Hirakuri e Lazzarotto (2011), a China apresenta forte dependência de importações de soja do Brasil e dos EUA, uma vez que seu consumo é 6,5 vezes superior à produção nacional.

**Tabela 1** – Oferta, demanda e estoque final da soja em países selecionados.

	Quantidade (1000T)				
	2009/10	2010/11	2011/12	2012/13	2013/14 Jan.
<b>Produção</b>					
Mundo	260.403	263.924	239.152	268.270	286.828
Estados Unidos	91.417	90.605	84.192	82.561	89.507
Brasil	69.000	75.300	66.500	82.000	89.000
Argentina	54.500	49.00	40.100	49.300	54.500
China	14.980	15.100	14.480	13.050	12.200
Índia	9.700	9.800	11.000	11.500	11.800
Paraguai	6.462	7.128	4.043	9.367	9.000
<b>Importação</b>					
Mundo	86.841	88.821	93.426	95.174	105.195
China	50.338	52.339	59.231	59.865	69.000
União Européia	12.683	12.472	12.070	12.397	12.300
México	3.523	3.498	3.606	3.350	3.650
Japão	3.401	2.917	2.759	2.865	2.860
<b>Exportação</b>					
Mundo	91.437	91.700	92.270	99.849	109.317
Brasil	28.578	29.951	36.315	41.904	44.00
Estados Unidos	40.798	40.957	37.150	35.913	40.687
Argentina	13.088	9.205	7.368	7.738	9.700
Paraguai	4.070	5.226	3.574	5.500	5.500
Canadá	2.247	2.943	2.932	3.487	3.530
<b>Estoque Final</b>					
Mundo	62.199	71.796	55.149	60.550	72.335
Argentina	22.277	22.872	18.100	24.400	29.200
Brasil	17.480	23.636	12.916	15.927	20.700
China	13.259	14.558	15.924	12.393	13.713
Estados Unidos	4.106	5.852	4.610	3.826	4.091

Fonte: USDA – FOREIGN Agricultural Service (Grain World Markets and trade) – 2014.

**Tabela 2** – Produção de Soja nos principais estados brasileiros entre 2006 e 2011.

Estados	Produção (1000T)					
	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Mato Grosso	15.594,221	15.275,087	17.802,976	17.962,819	18.787,783	20.800,544
Paraná	9.362,901	11.876,790	11.800,466	9.408,991	14.091,829	15.457,911
Rio Grande do Sul	7.559,291	9.929,005	7.679,939	8.025,322	10.480,026	11.717,548
Goiás	6.017,719	5.937,727	6.604,805	6.809,187	7.252,926	7.703,982
Mato Grosso do Sul	4.153,542	4.846,031	4.570,771	4.046,223	5.340,462	5.079,581
Minas Gerais	2.453,975	2.417,996	2.566,350	2.751,431	2.902,464	2.940,857
São Paulo	1.648,100	1.243,833	1.446,108	1.327,105	1.412,934	1.271,437

Fonte: IBGE (SIDRA), 2013.

## 2.4 Milho

### 2.4.1 Origem e distribuição geográfica

O milho tem origem em regiões do golfo do México. Os maias, astecas e incas já o utilizavam para alimentação. No Brasil, os índios também já utilizavam na alimentação, mas com a vinda de portugueses para o país a produção e consumo aumentaram, inclusive foram introduzidos novos produtos à base de milho na alimentação dos brasileiros (MAPA, 2019).

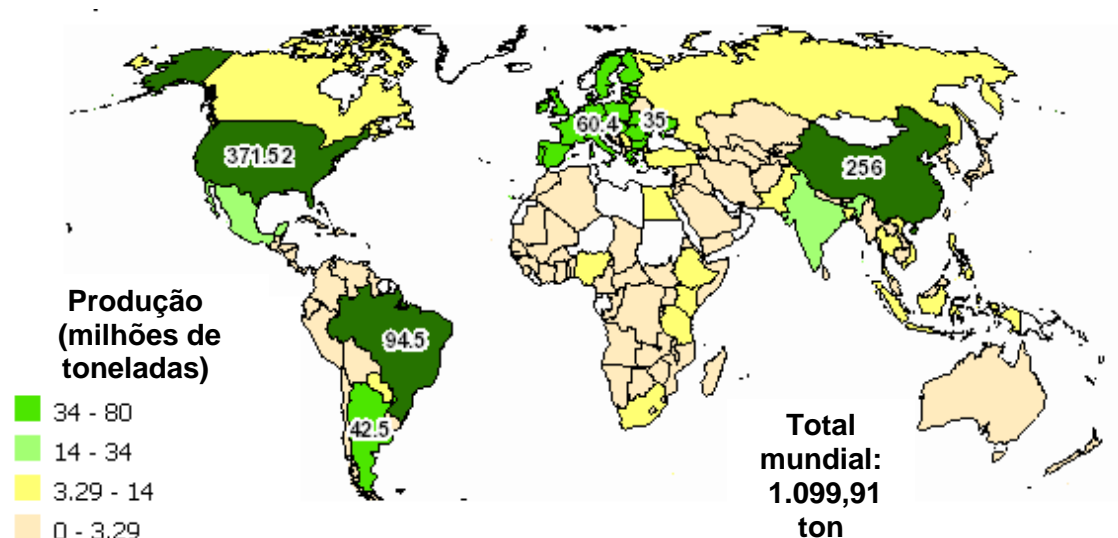
A produção de milho brasileira tem basicamente três propósitos: i) servir de insumo para muitos outros produtos, especialmente para a indústria de carne suína, avícola e bovina, e indústria de laticínios; ii) servir como um insumo da indústria de biocombustíveis<sup>12</sup> no país, que usa cerca de 40% da produção de milho (CIDSE, 2011) e; iii) para consumo humano. A maior parte da produção do milho é utilizada para alimentação animal e humana. Entretanto, tem sido crescente seu uso para produção de biocombustíveis, em função da busca por fontes de energia mais “limpas”.

O milho é cultivado em inúmeros países nos diversos continentes, tanto em regiões tropicais como subtropicais, mas é no hemisfério norte que mais de 80% são produzidos. Destacam-se, em área plantada e produção, os Estados Unidos, China, Brasil e Argentina (Figura 9).

---

<sup>12</sup> De acordo com Serigati (2012), a competição por terra para cultivar o milho para biocombustíveis influencia diretamente nos preços e quantidades da commodity no mercado internacional.





**Figura 9** – Mapa mundial de distribuição e produção do milho (safra 2018/19).  
Fonte: USDA (2019).

#### 2.4.2 Importância econômica

O milho é utilizado de diversas formas, desde a alimentação animal até a indústria de alta tecnologia, sendo que o grão, no primeiro caso, representa a maior parte do consumo, variando de 60 a 80% no Brasil e cerca de 50% nos Estados Unidos (NUNES, 2019). Apesar dos diferentes usos do grão, a tendência de crescimento da produção brasileira de milho acompanha o crescimento da produção de frangos e suínos em função deste ser o ingrediente principal na composição das rações para estes animais. O milho também é importante na alimentação humana, sendo que no Nordeste brasileiro é consumido principalmente na forma de cuscuz (FARIAS *et al.*, 2014). Para os mexicanos, o milho também é base de sua dieta.

**Tabela 3** – Produção e consumo mundial de milho pelos principais países nas últimas cinco safras, 2014 a 2018.

	Quantidade (1000T)				
	2014/15	2015/16	2016/17	2017/18	2018/19
<b>Produção</b>					
Argentina	29.750	29.500	41.000	32.000	42.500
Brasil	85.000	67.000	98.500	82.000	94.500
China	249.764	264.992	263.613	259.071	256.000
Estados Unidos	361.091	345.506	384.778	370.960	371.517
Índia	24.170	22.570	25.900	28.720	26.000
México	25.480	25.971	27.575	27.450	26.000
Ucrânia	28.450	23.333	27.969	24.115	33.500
União Européia	75.734	58.748	61.884	62.104	59.500
<b>Total Mundial</b>	<b>1.056,779</b>	<b>1.013,222</b>	<b>1.122,411</b>	<b>1.076,180</b>	<b>1.098,952</b>
<b>Consumo</b>					
Argentina	9,300	9.300	11.200	11.900	12.400
Brasil	57,000	57.500	60.500	64.500	66.500
China	206,000	229.000	255.000	263.000	276.000
Estados Unidos	301,792	298.844	313.828	313.834	320.817
Índia	22,350	23.550	24.900	26.700	27.500
México	34,550	37.300	40.400	42.300	43.700
União Européia	77,880	73.500	74.000	76.500	82.500
<b>Total Mundial</b>	<b>991,849</b>	<b>981.048</b>	<b>1.083,546</b>	<b>1.086,225</b>	<b>1.132,358</b>

Fonte: USDA (2018)

Segundo o USDA (2018) (Tabela 3), na safra 2017/18 os Estados Unidos lideraram a produção, com mais de 370 milhões de toneladas, de um total mundial de cerca de um bilhão de toneladas. Além de maior produtor mundial, os Estados Unidos também são o maior consumidor de milho. A China é o segundo produtor, com 259 milhões de toneladas, e o segundo maior consumidor, demandando 263 milhões de toneladas. A previsão para 2018/19 é que a China tenha um déficit de 10 milhões de toneladas, favorecendo os exportadores, em especial o Brasil, que é o terceiro maior produtor, alcançando 82 milhões de toneladas em 2017/18, com projeção para 2018/19 de 96 milhões de toneladas, tendo um incremento significativo neste período (CONAB, 2018).

Dados da safra 2015/16 mostram que nas regiões produtoras de milho no Brasil, diferenciadas por cores na Figura 10, a concentração de produção é notada no Centro-Oeste (45,3%), Sul (29,1%) e Sudeste (13%), sendo as outras regiões de menor magnitude. Essa tendência vem sendo mantida na atualidade.



**Figura 10** – Concentração geográfica da produção brasileira de milho, anos 2015/16.  
Fonte: Conab, dados de abril/2016.

Visualiza-se na Tabela 4 que os estados produtores mais importantes do Brasil são: Mato Grosso, Paraná, Mato Grosso do Sul, Goiás, Minas Gerais, Rio Grande do Sul e São Paulo, representando mais de 80% da produção nacional. Convém ressaltar a alta produtividade alcançada, especialmente nos estados do Sul e Centro Oeste, indicando o elevado ganho em tecnologia agrícola nos últimos anos.

**Tabela 4** – Comparativo de área, produção e produtividade de milho em grãos em estados brasileiros nas safras 2017/18 e 2018/19.

<b>1ª SAFRA</b>									
	Área (mil ha)			Produção (mil t)			Produtividade (kg/ha)		
	17/18	18/19	Var. %	17/18	18/19	Var. %	17/18	18/19	Var. %
Paraná	330	352	6,7	2.887	3.207	11,1	8.748	9.109	4,1
Minas Gerais	826	771	(6,6)	5.396	5.065	(6,1)	6.535	6.568	0,5
Rio G. do Sul	728	754	3,5	4.828	5.634	16,7	6.628	7.473	12,7
Mato Grosso	27	43	57,0	199	313	57,0	7.331	7.330	(0,0)
São Paulo	352	349	(0,8)	2.267	2.241	(1,2)	6.444	6.421	(0,4)
Bahia	380	360	(5,3)	2.093	1.682	(19,6)	5.503	4.670	(15,1)
Goiás	214	265	23,7	1.714	2.041	19,1	8.000	7.700	(3,8)
S. Catarina	319	335	5,0	2.551	2.720	6,6	7.997	8.120	1,5
Mato G. Sul	16	20	29,0	143	180	26,1	9.213	9.000	(2,3)
Demais	1.890	1.855	(1,8)	4.734	4.373	(7,6)	2.505	2.357	(5,9)
<b>Total</b>	<b>5.082</b>	<b>5.104</b>	<b>0,4</b>	<b>26.811</b>	<b>27.456</b>	<b>2,4</b>	<b>5.276</b>	<b>5.379</b>	<b>2,0</b>
<b>2ª SAFRA</b>									
Paraná	2.101	2.101	-	8.971	11.553	28,8	4.270	5.499	28,8
Minas Gerais	339	339	-	1.691	1.861	10,1	4.981	5.483	10,1
Rio G. do Sul	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Mato Grosso	4.471	4.471	-	26.201	27.498	4,9	5.860	6.150	4,9
São Paulo	536	536	-	1.733	2.506	44,6	3.235	4.679	44,6
Bahia	231	231	-	202	338	67,3	875	1.464	67,3
Goiás	1.230	1.230	-	6.398	7.694	20,2	5.200	6.253	20,2
S. Catarina	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Mato G. Sul	1.720	1.720	-	6.338	8.779	38,5	3.685	5.104	38,5
Demais	921	921	-	2.442	3.506	43,6	2.650	3.806	43,6
<b>Total</b>	<b>11.550</b>	<b>11.550</b>	<b>-</b>	<b>53.975</b>	<b>63.735</b>	<b>18,1</b>	<b>4.673</b>	<b>5.518</b>	<b>18,1</b>

Fonte: MAPA (2019).

Apesar das estimativas de alto crescimento para a produção, espera-se que a área plantada de milho aumente em apenas 4,4%, ou seja, de 15,7 milhões de hectares em 2015/16 para 16,4 milhões de hectares em 2025/26. Esse incremento está longe do proporcional da área plantada, bem abaixo dos 10 anos anteriores (11,4%), o que pode ser explicado pelos ganhos de produtividade elevados de milho que são esperados para as áreas onde este é semeado após a colheita de soja, reduzindo assim a necessidade de novos espaços para expandir essa cultura. As exportações de milho de 30,4 milhões de toneladas em 2016 podem atingir 46,3 milhões de toneladas em 2025/26, de modo a

manter o consumo doméstico projetado de 70 milhões de toneladas com garantia de um volume razoável de estoques finais e o nível de exportações esperadas. A produção estimada para 2025/26 ultrapassará 110 milhões de toneladas (Tabela 5). Tudo isso mostra que o Brasil não é apenas um grande produtor, mas também tem um alto potencial de crescimento na produção de milho (MAPA, 2017).

**Tabela 5** – Projeção da produção, consumo e exportação de milho, 2015 a 2026.

Ano	Produção (1000 T)		Consumo (1000 T)		Exportação (1000 T)	
	Projeção	Lsup	Projeção	Lsup	Projeção	Lsup
2015/16	76.223	-	58.391	-	30.400	-
2016/17	78.070	92.428	60.020	61.754	33.201	41.429
2017/18	79.916	100.222	61.375	64.447	34.468	44.479
2018/19	81.763	106.632	62.602	66.825	36.167	48.475
2019/20	83.610	112.326	63.771	68.989	37.589	51.630
2020/21	85.457	117.562	64.914	71.004	39.083	54.782
2021/22	87.303	122.473	66.045	72.913	40.528	57.697
2022/23	89.150	127.138	67.170	74.744	41.984	60.525
2023/24	90.997	131.607	68.293	76.514	43.431	63.246
2024/25	92.843	135.917	69.414	78.237	44.880	65.894
2025/26	94.690	140.094	70.535	79.922	46.327	68.476

Fonte: Elaboração da SPA/MAPA e SGI/Embrapa com dados da Conab (2018).

## 2.5 Café

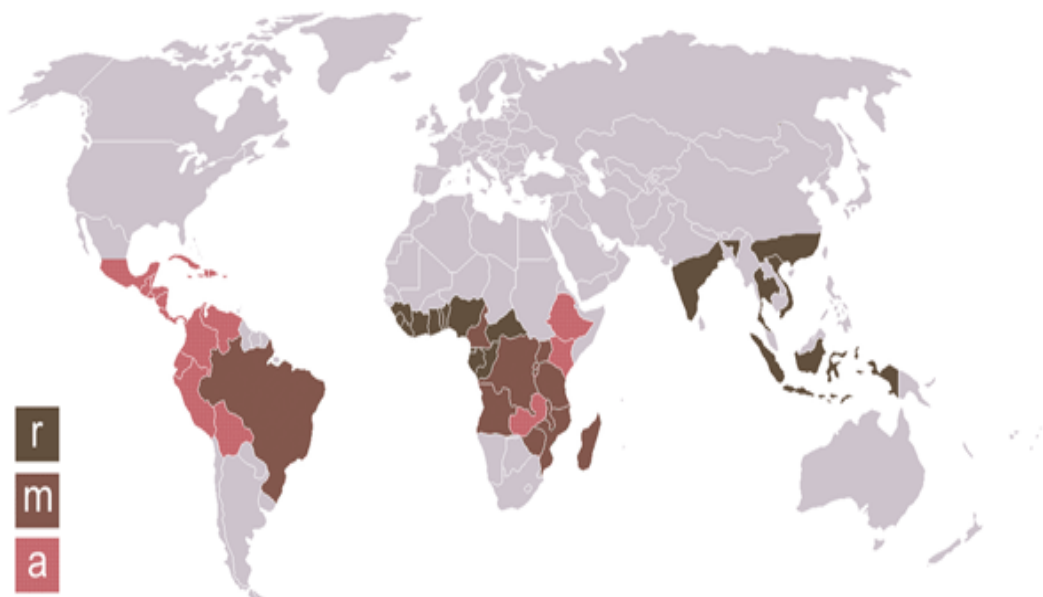
### 2.5.1 Origem e distribuição geográfica

Em uma narrativa histórica, Martins (2008) cita que registros remetem a descoberta do café (*Coffea arabica* L.), em 800 D.C., ao pastor etíope nominado Kaldi, o qual, ao observar suas cabras, notou que as mesmas ficavam mais espertas ao mastigar frutos de coloração amarelo-avermelhada de arbustos existentes nas áreas de pastoreio. Ao saber do fato, um monge decidiu fazer uma infusão dos frutos e percebeu que a bebida lhe permitia ficar em vigília por longos períodos, informação esta que se espalhou e gerou uma demanda pela bebida. Evidências mostram que o café foi cultivado pela primeira vez nos monastérios islâmicos do Iêmen.

Foi na Arábia que o café se disseminou, especialmente nos cultos religiosos, mas foi torrado pela primeira vez na Pérsia. Até o Século XVI os árabes mantiveram o monopólio do produto, sendo posteriormente levado por viajantes ao continente europeu, despertando o interesse dos holandeses em contrabandear frutos frescos e estabelecer plantações em Java, Ceilão e Sumatra, suas colônias à época. Os franceses estabeleceram plantações de café inicialmente nas Ilhas Sandwich e Bourbon, trazendo mudas para suas colônias na América Latina. O café foi introduzido no Brasil em 1827, no estado do Pará, pelo Sargento-Mor Francisco de Mello Palheta, o qual conseguiu uma muda presenteada pela mulher do Governador da capital da Guiana Francesa (CECAFÉ, 2019). Com condições climáticas favoráveis nas diversas regiões brasileiras, a cultura foi levada para outros estados, sendo a mata da Tijuca, no Rio de Janeiro, o ponto de partida para o estabelecimento de grandes plantações, especialmente em Angra dos Reis e Paraty, chegando a São Paulo e depois a Minas Gerais e Paraná. Em 1830, o café tinha assumido o *status* de principal produto de exportação, impulsionando o desenvolvimento econômico

do Brasil. Dois eventos abalaram a cafeicultura brasileira: a geada de 1870, que acarretou graves prejuízos, e a quebra da Bolsa de Nova York, que induziu a queima de milhões de sacas para evitar uma crise ainda maior. Este último caracterizou o fim do auge do ciclo do café (1800-1929). Atualmente o café é cultivado em 15 estados brasileiros, sendo uma das *commodities* de maior destaque na pauta de exportação (ABIC, 2019; CECAFÉ, 2019).

O café é consumido em mais de 80 países e produzido em mais de 60 países, especialmente em regiões tropicais e subtropicais, sendo o Brasil o maior produtor e exportador de café verde (em grão) e o segundo consumidor, ficando atrás dos Estados Unidos (DUTRA NETO, 2009; ABIC, 2019). A Figura 11 ilustra as regiões produtoras de café no mundo.



**Figura 11** – Mapa mundial de produção de café, por tipo, 2019.

Nota: R = Robusta/conilon; M = Robusta e arábica; A = Arábica.

Fonte: GIS LOUNGE (2019).

### 2.5.2 Importância econômica

O café é o quinto produto na pauta de exportação brasileira, tendo movimentado mais de cinco bilhões de dólares em 2017. No período de 2012 a 2017, as exportações brasileiras do complexo café – verde, solúvel, torrado e moído – totalizaram cerca de 200 milhões de sacas, trazendo 35 bilhões de dólares de divisas para o país (MAPA, 2019). Depois do petróleo, o café é o produto mais comercializado mundialmente, tendo um sistema altamente organizado e concentrado (DUTRA NETO, 2009).

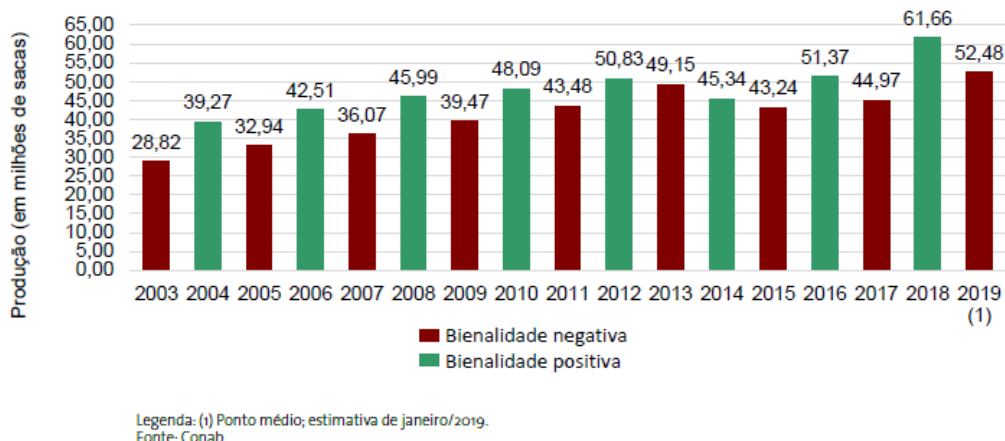
Segundo a CONAB (2019), a estimativa da produção brasileira de café beneficiado em 2019 está entre 50,48 e 54,48 milhões de sacas, podendo haver diminuição de até 18% quando comparado com a produção obtida em 2018. Isso é devido à bienalidade, a qual afeta diretamente a produção, sendo negativa em 2019. Do total, 36,12 milhões a 38,16 milhões de sacas são de café arábica, enquanto 14,36 milhões a 16,33 milhões de sacas são de conilon. O estado de Minas Gerais é o maior produtor, esperando-se, em 2019, de 26,4 a 27,7 milhões de sacas, com produtividade média de 27,6 scs/ha.

Na Figura 12 está demonstrada a produção brasileira de café nos últimos 15 anos, período no qual teve um incremento de 100%. A safra em 2018 foi de mais de 61 milhões de sacas, 10 milhões a mais do que em 2016, quando também houve uma bienalidade positiva.

Nas Tabelas 6 e 7 pode-se visualizar a produção e o consumo mundial de café nos últimos anos, respectivamente, destacando-se o crescente consumo, o qual tem estimulado os países produtores a investir na expansão de área cultivada bem como no aumento da produtividade.

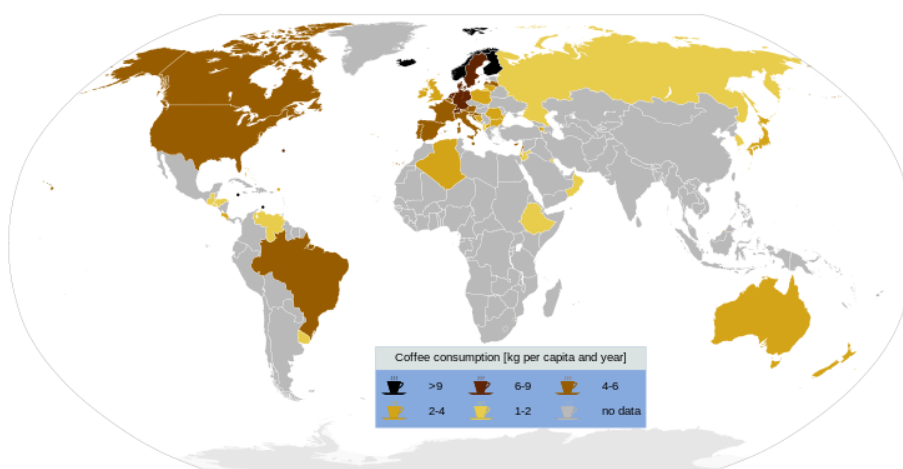


Gráfico 9 – Produção total de café (arábica e conilon)



**Figura 12** – Produção total do café (arábica e conilon) no Brasil, 2003 a 2019.  
Fonte: CONAB, 2019.

Atualmente mais de 160 milhões de sacas/60 kg são consumidos no mundo, havendo um crescimento anual de 2,5%, segundo a Organização Internacional do Café (OIC) (CECAFÉ, 2019). De acordo com a ABIC (2019), o consumo brasileiro *per capita* é de 6,4 quilos de café em grão – o equivalente a 5,1 quilos de café torrado e moído ou 83 litros da bebida. A Figura 13 mostra um panorama do consumo de café *per capita* em nível mundial, indicando que o maior consumo concentra-se no hemisfério norte, com destaque para o Brasil no hemisfério sul.



**Figura 13** – Mapa mundial de consumo de café, 2019.  
Fonte: GIS LOUNGE, 2019.

**Tabela 6** – Produção total de café pelos países exportadores.

Comercialização anual	Produção (1000 sc/60 kg)				% variação 2016-17
	2014	2015	2016	2017	
<b>TOTAL</b>	<b>148 565</b>	<b>153 569</b>	<b>159 061</b>	<b>159 375</b>	<b>0.2%</b>
Arábica	86 185	90 444	103 960	97 092	-6.6%
Colombiano suave	14 598	15 413	15 951	15 276	-4.2%
Outros suaves	25 706	26 055	30 703	31 163	1.5%
Naturais brasileiros	45 881	48 976	57 306	50 653	-11.6%
Robusta	62 379	63 125	55 101	62 284	13.0%
 <i>África</i>	 <b>15 947</b>	 <b>15 793</b>	 <b>16 758</b>	 <b>17 424</b>	 <b>4.0%</b>
Burundi	248	274	249	176	-29.3%
Camarões	483	391	292	370	26.8%
R. D. Congo	335	371	324	350	8.0%
Costa do Marfim	1 728	1 289	817	1 300	59.0%
Etiópia	6 575	6 714	7 297	7 650	4.8%
Guiné	165	286	270	250	-7.4%
Kenia	770	799	793	790	-0.3%
Madagascar	501	425	421	407	-3.4%
Ruanda	238	293	231	245	5.8%
Tanzânia	753	930	846	783	-7.4%
Togo	143	81	22	55	150.1%
Uganda	3 744	3 650	4 962	4 800	-3.3%
Outros	263	290	234	248	6.1%
 <i>Ásia e Oceania</i>	 <b>45 478</b>	 <b>49 538</b>	 <b>44 913</b>	 <b>48 442</b>	 <b>7.9%</b>
Índia	5 450	5 800	5 200	5 840	12.3%
Indonésia	10 862	12 535	11 491	10 902	-5.1%
R. P. Laos	499	516	465	475	2.2%
Papua Nova Guiné	798	712	1 171	734	-37.3%
Filipinas	193	208	215	203	-5.3%
Tailândia	845	762	538	500	-7.0%
Vietnam	26 500	28 737	25 540	29 500	15.5%
Iêmen	183	171	173	175	0.9%
Outros	149	97	120	112	-6.6%
 <i>México e América Central</i>	 <b>17 188</b>	 <b>17 234</b>	 <b>20 465</b>	 <b>21 206</b>	 <b>3.6%</b>
Costa Rica	1 475	1 440	1 372	1 560	13.7%
Cuba	101	100	103	100	-2.8%
R. Dominicana	397	400	412	412	0.1%
El Salvador	665	565	610	760	24.6%
Guatemala	3 310	3 410	3 684	3 700	0.4%
Haiti	343	341	342	342	0.2%

Continua...

Continuação da Tabela 6

<b>Comercialização annual</b>	<b>2014</b>	<b>2015</b>	<b>2016</b>	<b>2017</b>	<b>% variação 2016-17</b>
Honduras	5 268	5 786	7 457	7 700	3.3%
México	3 591	2 903	3 781	4 000	5.8%
Nicarágua	1 898	2 130	2 555	2 500	-2.2%
Panamá	106	127	120	100	-16.8%
Outros	33	32	30	31	3.9%
<b><i>América do Sul</i></b>	<b>69 952</b>	<b>71 003</b>	<b>76 925</b>	<b>72 304</b>	<b>-6.0%</b>
Bolívia	106	89	81	85	5.3%
Brasil	52 299	52 426	56 787	52 735	-7.1%
Colômbia	13 339	14 009	14 634	14 000	-4.3%
Equador	644	644	645	624	-3.3%
Peru	2 883	3 304	4 223	4 280	1.3%
Venezuela	650	500	525	550	4.8%
Outros	29	31	30	30	-0.2%

Fonte: OIC (2019).

**Tabela 7** – Consumo mundial de café.

Consumo (1000 sc/60 kg)					
	2013/14	2014/15	2015/16	2016/17	CAGR(2013/ 14 - 2016/17)
<b>Total mundial</b>	<b>148 945</b>	<b>151 912</b>	<b>156 189</b>	<b>156 133</b>	<b>1.6%</b>
África	10 485	10 710	10 928	9 723	-2.5%
Ásia e Oceania	30 695	32 641	33 628	33 915	3.4%
América Central e México	5 122	5 230	5 295	5 152	0.2%
Europa	50 254	51 008	52 147	51 678	0.9%
América do Norte	27 706	27 363	28 934	29 559	2.2%
América do Sul	24 682	24 960	25 256	26 107	1.9%
<b><i>Países exportadores</i></b>	<b>45 981</b>	<b>47 197</b>	<b>48 260</b>	<b>49 241</b>	<b>2.3%</b>
Brasil	20 085	20 333	20 508	21 225	1.9%
Indonésia	4 167	4 333	4 500	4 600	3.4%
Etiópia	3 550	3 625	3 700	3 725	1.6%
Filipinas	2 550	2 800	3 000	3 000	5.6%
Vietnam	2 000	2 200	2 300	2 400	6.3%
México	2 321	2 347	2 329	2 360	0.6%
Índia	2 100	2 200	2 250	2 300	3.1%
Colômbia	1 469	1 505	1 672	1 736	5.7%
Venezuela	1 650	1 650	1 650	1 650	0.0%
Tailândia	1 200	1 250	1 300	1 300	2.7%
R. Dominicana	383	388	388	390	0.6%
Guatemala	370	380	390	390	1.8%
Honduras	350	355	365	370	1.9%
Madagascar	410	390	370	360	-4.2%
Haiti	340	340	340	340	0.0%
Costa Rica	335	381	449	329	-0.6%
Costa do Marfim	317	317	317	317	0.0%
El Salvador	275	280	285	292	2.0%
Peru	250	250	250	250	0.0%
Uganda	221	229	234	240	2.8%
Outros	1 638	1 645	1 663	1 666	0.6%
<b><i>Países importadores</i></b>	<b>102 964</b>	<b>104 714</b>	<b>107 930</b>	<b>106 892</b>	<b>1.3%</b>
União Européia	41 534	42 524	43 076	42 567	0.8%
Estados Unidos	23 901	23 743	25 336	25 775	2.5%
Japão	7 501	7 594	7 790	7 913	1.8%
Federação Russa	3 948	3 846	4 303	4 638	5.5%
Canadá	3 805	3 620	3 598	3 783	-0.2%
Coreia do Sul	1 873	1 963	2 161	2 316	7.3%
Argélia	2 147	2 158	2 282	2 223	1.2%

Continua...

Continuação da Tabela 7

<b><i>Países importadores</i></b>	<b><i>102 964</i></b>	<b><i>104 714</i></b>	<b><i>107 930</i></b>	<b><i>106 892</i></b>	<b><i>1.3%</i></b>
Austrália	1 543	1 713	1 720	1 847	6.2%
Arábia Saudita	1 321	1 566	1 405	1 430	2.7%
Turquia	892	1 078	1 106	1 378	15.6%
Ucrânia	1 246	1 106	1 124	1 120	-3.5%

Fonte: OIC (2019).

Sendo o Brasil o maior produtor e exportador de café, o segundo maior produtor de soja e o terceiro maior produtor de milho, de facto se destaca no cenário mundial destas *commodities* agrícolas, além de haver perspectivas futuras no crescimento da sua produção e produtividade para atender aos mercados interno e externo, ampliando os investimentos nas cadeias produtivas e de transformação destes produtos bem como aumentando as transações comerciais em bolsas de valores.

## CAPÍTULO 3

### FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Este capítulo apresenta o arcabouço teórico da determinação dos preços sob a égide das teorias clássicas e neoclássicas. Na seção 2.1 descreve-se a determinação dos preços sob a perspectiva das teorias do comércio exterior, basicamente sobre as vantagens absolutas, vantagens comparativas e o teorema Heckscher-Ohlin (H-O). Na seção 2.2 aborda-se a determinação dos preços sob a perspectiva da teoria microeconômica ou teoria dos preços e, por último, na seção 2.3 faz-se uma revisão da literatura acerca de estudos sobre preços de *commodities* a partir da utilização de modelos autorregressivos VAR/VEC, tanto nacional quanto internacional.

#### 3.1 Determinação dos preços: teorias clássicas

Os primeiros pensadores econômicos a apresentar explicações sobre o funcionamento das leis econômicas foram os fisiocratas<sup>13</sup>, representados por François Quesnay (1694-1774)<sup>14</sup>. Os fisiocratas acreditavam que a riqueza das nações era gerada em função do valor da agricultura ou do “desenvolvimento da terra” e, portanto, bens agrícolas deveriam ter preços elevados. Entendiam a produção de bens e serviços como consumo de excedente agrícola, visto que o valor era gerado pelo trabalho humano ou animal aplicado na terra, ou seja, todo valor gerado na economia resultava do excedente da produção agrícola (NUNES FILHO, 2006; LOPES, 2015).

---

<sup>13</sup> Grupo de economistas franceses do século XVIII.

<sup>14</sup> Tableau Économique. Londres, Higgs, 1894; original impresso por autônomos. Versalhes, 1758.

Entretanto, as mudanças advindas pelas invenções e novas tecnologias contribuíram para o crescimento urbano. De modo que houve um aumento na produção de bens manufaturados e de trabalhadores urbanos, deixando de ser uma economia essencialmente agrícola. Dentro deste escopo, o excedente agrícola e de manufaturas supriam o mercado doméstico (mercado europeu) e também o mercado internacional. Desta forma, o fortalecimento do comércio e a urbanização contribuíram para a passagem a um sistema capitalista (LOPES, 2015)

Uma limitação da fisiocracia era não reconhecer a importância da produção industrial, representado no período por artesanatos ou manufaturas. Entretanto, reconhecia a importância das atividades econômicas no que diz respeito à plena liberdade na produção e distribuição (*Laissez faire* e *laissez passer*, respectivamente). Muitos agricultores e artesãos se tornaram trabalhadores urbanos, sujeitos às leis e contratos, direitos e deveres das novas empresas (NUNES FILHO, 2006; LOPES, 2015).

É importante salientar que os preços foram variáveis determinantes para o sistema capitalista: primeiro devido às menores diferenças de preços entre as regiões e países, forçando redução nos lucros obtidos na relação de troca. E, segundo, porque esta redução de lucros direcionou a atenção dos capitalistas para o processo de produção, não apenas a troca de produtos. Neste contexto, cresce a filosofia do individualismo, onde a concorrência assume o protagonismo em detrimento do monopólio ou qualquer outra estrutura de mercado. A ideia predominante era que a ambição e egoísmo, mais do que “as boas intenções” reforçariam o sistema capitalista, garantindo, por sua vez, o equilíbrio de mercado (LOPES, 2015).

Com a Revolução Industrial na Inglaterra, no Séc. XVIII, tomaram forma ideias com base no liberalismo econômico. Nesse sentido, foram desenvolvidas as

teorias de vantagens absolutas de Adam Smith, vantagens comparativas de David Ricardo, o Teorema de H-O baseado na dotação de fatores, entre outras.

O valor de um bem com base no trabalho gasto para produzi-lo foi explorado muito bem por Smith ([1776] 1996) no seu livro *An inquiry into the nature and causes of the wealth of nations* - “A Riqueza das Nações”, em 1776. Após os fisiocratas, a Teoria das Vantagens Absolutas foi desenvolvida em um contexto de liberalismo econômico. De acordo com Nunes Filho (2006), o sistema capitalista ainda não estava plenamente desenvolvido. A manufatura desse período era produzida em um centro de produção, sendo o capitalista o proprietário do imóvel, dos equipamentos de produção e das matérias primas. Ainda contratavam a mão de obra necessária para realizar a produção.

“O crescimento da produtividade do trabalho, que tem origem em mudanças na divisão e especialização do processo de trabalho, ao proporcionar o aumento do excedente sobre os salários permite o crescimento do estoque de capital, variável determinante do volume de emprego produtivo; a pressão da demanda por mão de obra sobre o mercado de trabalho, causada pelo processo de acumulação do capital, provoca um crescimento concomitante dos salários e, pela melhora das condições de vida dos trabalhadores, da população; o aumento paralelo do emprego, salários e população amplia o tamanho dos mercados que, para um dado estoque de capital, é o determinante básico da extensão da divisão do trabalho, iniciando-se assim a espiral de crescimento (SMITH, série OS ECONOMISTAS, 1996).

Adam Smith aparece como o primeiro economista a apresentar um modelo completo e estruturado do funcionamento do sistema capitalista. Ele tornou clara a diferença entre as variáveis lucros, salários e aluguéis, associando estas variáveis às classes sociais predominantes da época: capitalistas, trabalhadores e proprietários da terra. Cabe ressaltar que o surgimento de grandes centros comerciais na Europa contribuiu para o desenvolvimento na agricultura, econômico e social, na medida em que o desenvolvimento da agricultura estimulou o crescimento do comércio e indústria, que por sua vez estimulou o desenvolvimento da agricultura capitalista. Em



sua análise, todo esse processo de desenvolvimento criou uma ilusão de que a felicidade das pessoas dependia da sua riqueza material e que os resultados advindos desta ilusão eram benéficos para a sociedade como um todo. Neste contexto, surge a ideia consagrada por Smith de que tanto as pessoas quanto o mercado são guiadas por uma “mão invisível” que promove o bem-estar da sociedade, ainda que tal possa não ser a sua intenção individual (SMITH [1776] 1996; SIMONSEN, 1979; NUNES FILHO, 2005; LOPES, 2015).

Para Smith ([1776] 1996), era possível alcançar uma ordem econômica natural a partir do livre jogo das forças de mercado. Certamente a “mão invisível” faria as correções necessárias de rumo sempre que os preços de desviassem do seu nível de equilíbrio. Ele acreditava que a “mão invisível” era capaz de operar com mais eficiência do que a intervenção governamental. Além da intervenção governamental, outra preocupação demonstrada por Smith diz respeito aos monopólios e coalizões de produtores, os quais podiam ter forte incidência nos preços, afastando-os do equilíbrio de mercado.

Segundo Marques *et. al* (2006), para o pleno funcionamento da “mão invisível” apregoada por Smith ([1776] 1996) seria em uma estrutura de mercado de concorrência perfeita, com grande número de vendedores e compradores sem poder, individualmente, influenciar os preços. Assim, quanto maior a concorrência, mais eficiente seria a “mão invisível” no funcionamento do mercado.

A Teoria das Vantagens Absolutas foi outra importante contribuição de Adam Smith ([1776] 1996). A ideia central dessa teoria era que se os bens fossem produzidos nos países onde a quantidade de horas de trabalho fosse menor, seria possível aumentar a quantidade total do produto gerado pelos países, aumentando o nível de bem-estar das pessoas, ou seja, a divisão e especialização do trabalho advindo do

comércio internacional, gerando ganhos de produtividade que seriam distribuídos entre os países participantes deste comércio. Portanto, os países deveriam se especializar na exportação dos bens que tivesse vantagem absoluta e importar aqueles bens que não fosse vantajoso produzir no país (SMITH, ([1776] 1996).

Em seguida a Smith, Ricardo ([1817]1985) consegue desenvolver uma teoria de determinação dos preços dos fatores de produção. No capítulo I do seu livro “Princípio de Economia Política e Tributação”, explica a formação dos preços a partir da teoria do valor-trabalho, mas logo percebe a necessidade de explicação mais precisa. Entende que a produção é função do tamanho e qualidade das terras cultivadas, da mão de obra empregada e do estoque de capital aplicado. O que sobra, após o pagamento dos salários e da renda da terra, é o lucro. Dividindo o lucro total pelo estoque de capital determina-se a taxa de rentabilidade. Suas ideias até aqui denotam a teoria estática de formação dos preços dos fatores de produção.

Entretanto, Ricardo avança com base em duas observações: i) que os lucros são reinvestidos e transformados em mais capital e; ii) a população cresce a taxas tanto maiores quanto maior for o excedente dos salários sobre o nível de subsistência. Ricardo conclui que em uma situação de pleno emprego, as terras férteis ocupadas e a lei dos rendimentos decrescentes conduzem ao estado estacionário<sup>15</sup> ao nível de miséria. Neste contexto, os proprietários de terras se apropriariam de uma parte extorsiva do produto, os salários chegariam ao nível de subsistência e a acumulação acabaria pela exaustão dos lucros. Entretanto, convém ressaltar que a lei de rendimentos decrescentes só funcionaria para países em que a produção de alimentos é

---

<sup>15</sup> Nesse ponto, de acordo com o raciocínio de Ricardo, os lucros se reduziriam a zero, cessando a acumulação de capital e, em consequência, o aumento do emprego. Concomitantemente, os salários chegariam ao nível de subsistência, paralisando o crescimento da população. Por outro lado, uma grande parte do produto ficaria concentrada com os proprietários de terra. A conclusão é completamente pessimista: A população não teria como escapar ao estado estacionário ao nível da miséria (RICARDO [1817]1985; SIMONSEN, 1979).

limitada pela escassez de terras férteis. Já países que possuíssem terras abundantes em relação à população só tenderiam ao progresso. No caso dos países com escassez de terras, Ricardo sugere a abertura ao comércio internacional, exportando manufaturas e importando alimentos<sup>16</sup> (RICARDO [1817]1985; SIMONSEN, 1979).

No que concerne o valor de um bem depender da quantidade de horas necessárias para a sua produção, de acordo com Ricardo ([1817]1985) “o valor de um bem, ou seja, a quantidade de qualquer outro bem pelo qual pode ser trocada, depende da quantidade relativa do trabalho utilizado para sua produção, e não da maior ou menor compensação que é paga por esse trabalho”. De modo que vigorando a teoria do valor trabalho, não é preciso uma teoria de salários para determinação dos preços relativos. Segundo o autor, o trabalho não é um fator de produção homogêneo, mas depende em termos qualitativos do grau de capacitação do trabalhador. Entretanto, Ricardo fez uma série de críticas à teoria do valor trabalho, indicando as imperfeições e a necessidade de substituí-la por outra melhor.

Neste contexto, Ricardo desenvolveu a teoria sobre vantagens comparativas, através dos custos comparativos, defendendo que a partir do *Laissez faire* poderia alcançar tanto o equilíbrio econômico pela lei da oferta e da procura, como também o equilíbrio das classes sociais representadas por proprietários da terra, proprietários de capitais e trabalhadores. A ideia defendida por David Ricardo era que um país não precisava ter alguma vantagem absoluta na produção de um determinado bem, para que o comércio proporcionasse ganhos para ambos os países. Na realidade, os países poderiam obter ganhos com o comércio desde que cada um tivesse vantagem relativa<sup>17</sup> na produção de um determinado bem. Admitia a inexistência de mobilidade

---

<sup>16</sup> Para Ricardo ([1817]1985) somente através do livre comércio entre os países poderia retardar a convergência para o estado estacionário, poderia abrandar a lei dos rendimentos decrescentes e a tendência de concentração de renda nas mãos dos proprietários de terras.

<sup>17</sup> Vantagem relativa é mensurada pelo menor custo de oportunidade na produção de determinado bem.

internacional do capital e do trabalho<sup>18</sup>, o que possibilitava que as remunerações dos fatores fossem completamente diferentes, de um país para o outro. Os países teriam ganhos com o comércio internacional, desde que cada um se especializasse na produção do bem cuja quantidade relativa de trabalho fosse menor do que a do outro país. Em outras palavras, um país possui vantagem comparativa na produção de um bem desde que o custo de oportunidade da produção de uma unidade adicional de um determinado bem em um país fosse menor do que o custo de oportunidade em outro país (RICARDO [1817]1985; SIMONSEN, 1979).

A teoria das vantagens comparativas restringe sua análise dos recursos produtivos apenas ao fator trabalho. Frente a isso, o Teorema de Heckscher- Ohlin “H-O” amplia a teoria das vantagens comparativas a partir da ideia de que a diferença nos recursos produtivos justifica os ganhos no comércio internacional. Para isso, cada país deverá exportar o bem que utiliza fator produtivo intensivo mais abundante, de modo que os menores custos de oportunidades serão determinados pelas diferenças nas dotações de recursos produtivos entre os países (SIMONSEN, 1979; NUNES FILHO, 2006).

Posteriormente, o Teorema H-O é ampliado e surge então o modelo de Heckscher- Ohlin- Samuelson “H-O-S” (1948), cuja ideia central é que variações nos preços relativos criam diferenças intersetoriais de remuneração de recursos produtivos que, por sua vez, estimulam o movimento dos recursos produtivos até o ponto de eliminação destas diferenças (NUNES FILHO, 2006).

Evidentemente surgiram críticas para esses modelos em que as explicações dos preços eram formados pelos custos de produção, no sentido de que se limitaram a

---

<sup>18</sup> Somente no século seguinte H-O desenvolveu a teoria em que no livre mercado minimizava as desigualdades internacionais dos preços dos fatores produtivos. Em 1940, Stolper-Samuelson demonstra que em determinadas condições, o livre mercado entre os países levaria a igualdade das remunerações dos fatores produtivos (SIMONSEN, 1979; NUNES FILHO, 2006).

enxergar apenas um lado da questão, uma vez que os produtos não valem apenas porque custam a ser produzidos, valem também, e especialmente, porque direta ou indiretamente satisfazem às necessidades das pessoas, ou seja, como vieram depois a esclarecer os autores neoclássicos, o valor dos bens é determinado pela sua utilidade subjetiva para os consumidores. Entretanto, apesar de pouco respaldo analítico na época a esse respeito, Adam Smith se defende por meio da seguinte observação: a palavra valor tem dois sentidos distintos, pode expressar a utilidade que um determinado produto gera ou a possibilidade do mesmo servir para adquirir outros produtos. Assim, no primeiro caso está explícito um valor de uso, enquanto no segundo um valor de troca, e que sua teoria focaliza apenas no valor de troca, expresso monetariamente no preço dos produtos. Não obstante, David Ricardo confronta esta observação de Smith com o seguinte argumento: ainda que a utilidade não tenha valor de troca, um bem que não contribua para a satisfação dos consumidores, independente da quantidade de horas trabalhadas para produzi-lo, fatalmente também não terá valor de troca. Entretanto, Ricardo não conseguiu ir além desse ponto e coube à teoria marginalista a conciliação do valor de uso com o valor de troca (SMITH [1776] 1996; RICARDO [1817]1985; SIMONSEN, 1979).

### **3.2 Determinação dos preços: teoria neoclássica**

A Teoria neoclássica ou marginalista, muitas vezes, é definida como a solução dos problemas econômicos pelo cálculo diferencial. As primeiras aplicações do cálculo diferencial à análise econômica foram atribuídas a Cournot em “*Recherches sur les principes mathématiques de la théorie des richesses*”. De acordo com Simonsen (1979), a partir das pesquisas de Cournot, em 1838 (citado por

SIMONSEN, 1979), as questões econômicas passaram a ser tratadas como problemas de maximização. Dentro deste escopo, a teoria neoclássica supõe o princípio da racionalidade, segundo o qual o empresário busca a maximização dos lucros, otimizando a utilização dos recursos de que dispõe, enquanto o consumidor busca a maximização da sua satisfação, dada a sua restrição orçamentária.

Ainda de acordo com Simonsen (1979), Cournot pode ser considerado um precursor, mas não um fundador da escola neoclássica. Esta foi composta por muitos autores, como Hermann Gossen, Stanley Jevons, Carl Menger, Léon Walras, Alfred Marshall e Vilfredo Pareto. Pode-se atribuir pelo menos três importantes inovações advindas desta escola:

- a) conciliação entre o valor de uso e o valor de troca;
- b) a teoria da remuneração dos fatores pela produtividade marginal;
- c) revisão das teorias do capital e do juro.

A conciliação entre o valor de uso e o valor de troca foi realizada por Stanley Jevons e a Leon Walras, com maior destaque para a participação de Jevons. Este considerava que o consumo de determinada quantidade de um bem geralmente proporcionava ao consumidor um determinado grau de prazer, que era denominado utilidade<sup>19</sup>. Este nível de utilidade é regido pela lei da utilidade marginal decrescente, segundo a qual: i) quanto maior a quantidade disponível de um bem, maior a utilidade total proporcionada ao consumidor; ii) a utilidade marginal decrescente, significa que o acréscimo de uma quantidade a mais consumida de um determinado bem, acrescentará cada vez menos à utilidade total (SIMONSEN, 1979).

---

<sup>19</sup> Refere-se à satisfação que o consumidor obtém ao adquirir bens e/ou serviços

Os consumidores compram bens e serviços para satisfazer suas necessidades reais ou psicológicas. Com esse objetivo, estão sempre atentos aos preços destes bens dada suas restrições orçamentárias. Por outro lado, de acordo com Marques *et al.* (2006), os empresários estão sempre acompanhando e fazendo previsões sobre variáveis que possam influenciar na compra dos seus bens e serviços, tais como os preços destes bens e dos seus concorrentes, desejos e preferências dos consumidores, etc. visando otimizar a utilização dos fatores produtivos e minimizar os custos de produção. Estes agentes enfatizam conceitos como receita marginal, custo marginal e produtividade marginal, por isso convêm ser classificados como marginalistas. Estão sempre em busca de informações, atualizações e adoções de tecnologias para otimizar sua produção e atrair e manter cada vez mais consumidores.

A teoria neoclássica se baseia no comportamento das pessoas, dentro de um contexto de equilíbrio estático. Refere-se basicamente à formação de preços, cuja percepção de valor está indexada aos conceitos de utilidade e consiste numa variável determinante nas decisões dos agentes econômicos. No que concerne aos bens agrícolas, como *commodities*, Marques *et al.* (2006) exemplificam que a terra de uma fazenda pode não representar nenhuma utilidade para o consumidor urbano, mas quando o produtor agrega terra, semente, adubo, aração, gradagem, colheita, secagem, e os intermediários transformam em produto agrícola capazes de satisfazer as necessidades dos consumidores, aí sim, estes consumidores se dispõem a pagar um preço pelo bem. Nesse caso, ocorrerá uma demanda pelo bem agrícola.

A análise da demanda ou procura por um bem subdivide-se em teoria do consumidor e teoria da demanda de mercado. Já a análise da oferta de um bem desdobra-se em oferta da empresa individual e oferta de mercado. Na análise da oferta desenvolve-se a teoria da produção que analisa a relação entre as quantidades e os

fatores de produção e a teoria dos custos de produção que demonstra os preços destes fatores produtivos (VARIAN, 2006; PINDYCK e RUBINFELD, 2010)

De forma geral, a função demanda do consumidor, de acordo com Varian (2006), pode ser descrita como a seguir:

$$Q_I = f( P_t / Y_b, P_{C_t}, P_{S_t}, E_b, O_t )$$

Sendo,

$Q_I$  = quantidade demandada

$P_t$  = preço do bem em análise

$Y_b$  = renda disponível do consumidor

$P_{C_t}$  = preço dos bens complementares

$P_{S_t}$  = preço dos bens substitutos

$E_t$  = expectativas

$O_t$  = outros fatores

Admite-se *coeteris paribus*<sup>20</sup> todos os elementos do lado direito após barra.

Partindo do princípio que os consumidores são racionais, então buscam maximizar sua utilidade. Matematicamente,

$$\text{Max } U = f(X_1, X_2, X_3... X_n) \text{ sujeito à restrição orçamentária:}$$

$$R = P_1 X_1 + P_2 X_2 + P_3 X_3 + \dots + P_n X_n$$

---

<sup>20</sup> Para analisar um mercado específico, a teoria microeconômica se vale da hipótese de que tudo o mais permanece constante. Assim, o foco do estudo é dirigido apenas àquele mercado, analisando o papel que a demanda e oferta exercem nele especificamente (VARIAN, 2006). Isto significa que ao adotar a hipótese *coeteris paribus*, é possível o estudo do mercado de *commodities*, selecionando-se apenas as variáveis que influenciam os agentes econômicos que participam deste mercado, independentemente de outros fatores que estão em outros mercados poderem influenciá-lo.

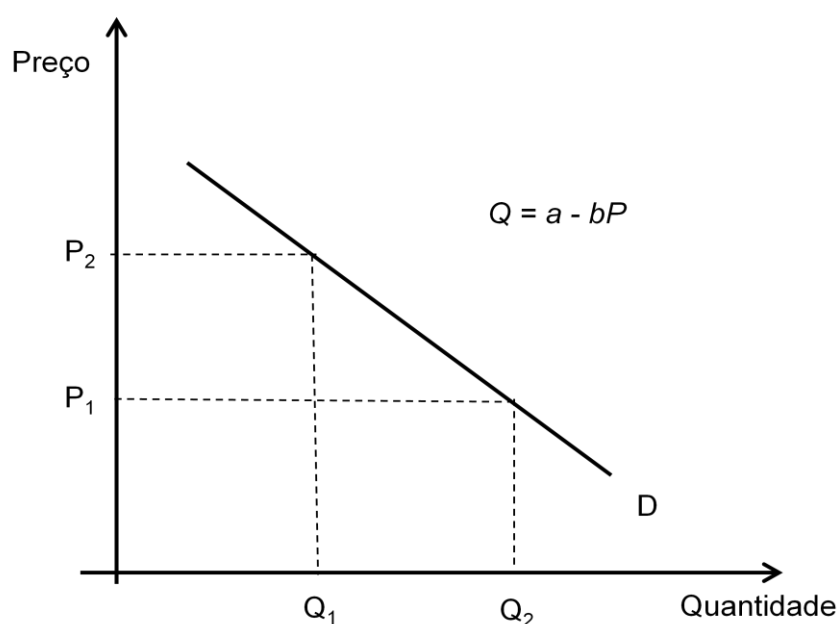


No que concerne à utilidade, convém descrever a relação entre utilidades marginais e preços. De acordo com Simonsen (1979), esta relação pode ser descrita da seguinte maneira: seja “U” a utilidade marginal de um determinado bem cujo preço é “P”. Então,  $U/P$  significa a utilidade marginal de uma unidade monetária aplicado na compra deste bem. Estendendo o raciocínio para o consumo de dois bens (“A” e “B”), evidentemente, dada a restrição orçamentária do consumidor, ele poderá aumentar em 1 unidade monetária seu consumo do bem “A” desde que reduza em 1 unidade monetária o consumo do bem “B”. Logo, o ganho líquido da utilidade será definido por  $U_A/P_A - U_B/P_B$ , de modo que quanto maior a quantidade do bem “A”, menor será a quantidade consumida do bem “B”, em consequência, menor será o ganho líquido, pois admitindo a lei da utilidade marginal decrescente,  $U_A$  diminui e  $U_B$  aumenta. Portanto, se o consumidor decide adquirir os dois bens e queira maximizar sua satisfação no nível de equilíbrio, então o ganho líquido de qualquer substituição entre os bens será nulo, ou seja, em equilíbrio  $U_A/P_A = U_B/P_B$ . Ademais, os preços são proporcionais não ao total das utilidades, mas às utilidades marginais, que se apresentam altas, quanto mais escassos for o bem e baixas para os bens abundantes. Essa mesma lógica é válida para a discrepância entre os valores de uso e valores de troca (SIMONSEN, 1979).

Dessa forma, em equilíbrio, as utilidades marginais do consumidor de “A” e “B” devem ser proporcionais aos respectivos preços, pois se  $U_A/P_A - U_B/P_B$  for diferente de zero, o consumidor poderia aumentar sua satisfação desviando 1 unidade monetária de “A” para “B” e vice versa, distanciando assim do equilíbrio. Importa ressaltar, entretanto, que não há como mensurar a utilidade marginal empiricamente e, portanto, não tem como provar que o consumidor efetivamente maximiza sua satisfação quando as utilidades marginais dos bens são proporcionais aos seus preços.

Nesse sentido, Pareto, no início, e depois Hicks, reformularam a teoria da utilidade marginal, descartando a necessidade de mensuração da utilidade, mas sim da simples ordenação das preferências.

A curva de demanda do consumidor individual apresentada na Figura 14 indica que quanto menor for o preço do bem, maior a quantidade que será demandada deste bem (para bens normais e, ou superiores). Portanto, se o preço reduzir de  $P_2$  para  $P_1$ , a quantidade se elevará de  $Q_1$  para  $Q_2$ .



**Figura 14** – curva de demanda do consumidor individual.

Fonte: Pindyck & Rubinfeld, 2010.

Importa salientar que muitos fatores podem influenciar na dinâmica dos preços, forçando um deslocamento na curva da demanda. Entretanto, faz-se necessário conhecer a curva de demanda de mercado, por ter mais importância prática do que a curva de demanda individual, pois representa o somatório das curvas de demanda individuais dos consumidores que atuam no mercado. Pode-se estimar a demanda de mercado por meio de estudos empíricos, com uso de estatística e econometria.

Ainda de acordo com Marques *et al.* (2006), com base na Lei da demanda<sup>21</sup>, pode-se estimar a elasticidade-preço da demanda por um bem ( $E_{qp}$ ), que mensura em quanto a demanda varia como resultado da variação do preço em 1%. Esta elasticidade pode ser inelástica ( $E_{qp} < 1$ ), elástica ( $E_{qp} > 1$ ) ou unitária ( $E_{qp} = 1$ ). No caso das *commodities* agrícolas, a demanda tende a ser inelástica em relação ao preço, uma vez que se trata de um produto essencial para o consumidor, de modo que uma diminuição dos preços das *commodities* agrícolas causará uma realocação na cesta de consumo do que um aumento proporcional no consumo da *commodity* que teve seu preço reduzido.

Uma vez conhecido os fundamentos teóricos da demanda para o processo de determinação de preço, torna-se necessário conhecer também os fundamentos teóricos da oferta. Esta oferta ocorre em nível do produtor, que utiliza tecnologia a fim de obter utilidade por meio da transformação de insumos. A função de produção, de acordo com Varian (2006), pode ser descrita assim:

$$Q = f(X_1, X_2, X_3... X_n)$$

sendo,

$Q$  = quantidade produzida e, ou ofertada

$X_1, X_2, X_3... X_n$  = Quantidade de insumos utilizada

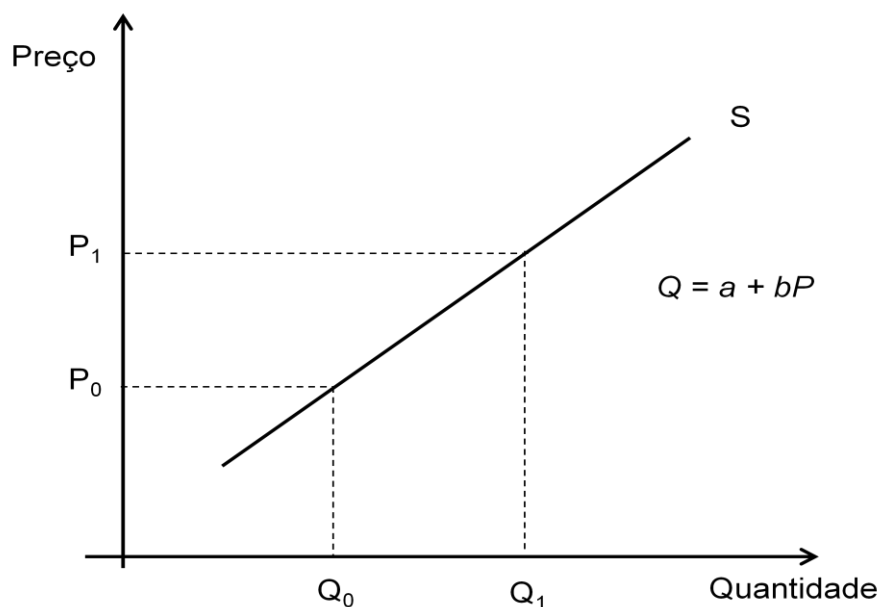
A curva de oferta da firma individual apresentada na Figura 15 indica que quanto maior for o preço do bem, maior a quantidade que será ofertada deste bem pelos produtores. Portanto, se o preço aumentar de  $P_1$  para  $P_2$ , a quantidade se elevará de  $Q_1$  para  $Q_2$  (PINDYCK e RUBINFELD, 2010). A oferta de mercado, chamada oferta agregada, corresponde ao somatório das ofertas individuais a cada nível de

---

<sup>21</sup> Em regra geral, diz quanto o consumo de um bem varia quando seu preço variar. No caso de bens normais, se o preço cair, a quantidade demandada aumenta e vice-versa (VARIAN, 2006).

preços, enquanto a elasticidade-preço da oferta indica a variação na quantidade ofertada quando o preço variar 1 unidade (VARIAN, 2006; PINDYCK e RUBINFELD, 2010).

A partir da demanda e da oferta de mercado, são determinados o preço e a quantidade de equilíbrio do bem que, por sua vez dependerão da estrutura de mercado se: concorrência perfeita, concorrência imperfeita ou monopolística; oligopólio ou monopólio. No mercado de fatores de produção, a procura pelos fatores é chamada demanda derivada, enquanto as estruturas de fatores produtivos são classificadas em concorrência perfeita, concorrência imperfeita, oligopsônio e monopsônio (VARIAN, 2006; PINDYCK e RUBINFELD, 2010).

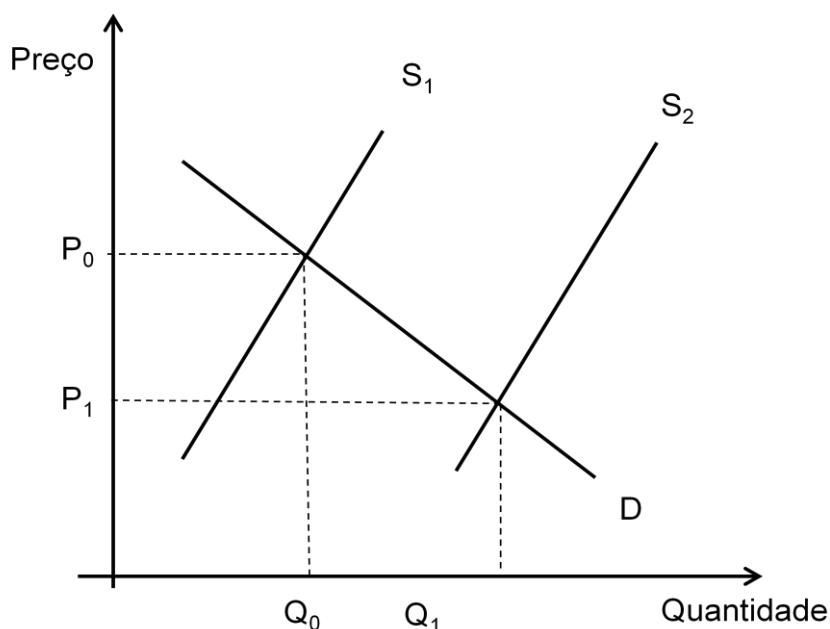


**Figura 15** – Curva de oferta da firma individual.

Fonte: Pindyck e Rubinfeld, 2010.

Alguns fatores podem influenciar a dinâmica dos preços, como entrada de novas firmas, barreiras comerciais, legislação de proteção ao mercado, novas tecnologias, etc. fazendo com que a curva de oferta se desloque para a direita (de  $S_1$

para  $S_2$ ) com redução no nível de preços (de  $P_0$  para  $P_1$ ). Considerando a demanda pela *commodity* representada por  $D_1$  e a oferta representada por  $S$ , conforme pode visualizar na Figura 16, o preço de equilíbrio que satisfaz produtores e consumidores será  $P_0$ . Mas a ocorrência de outros fatores como exportações, taxa de câmbio, preços domésticos, entre outros, pode influenciar o comportamento dos preços. Se esses fatores provocarem um aumento na demanda, ocorrerá o deslocamento da curva para a direita e, ao mesmo nível de produção, o preço certamente reduzirá para  $P_1$ .



**Figura 16** – Preço de mercado.

Fonte: Pindyck e Rubinfeld (2010).

Desta forma, em concorrência perfeita, as curvas de demanda e oferta, ao se cruzarem, determinam o preço de equilíbrio de mercado. A demanda apresenta para cada quantidade o preço máximo que o consumidor se dispõe a pagar, enquanto a oferta revela o preço mínimo que o produtor consente receber para ofertar uma determinada quantidade do bem. Portanto, o preço de equilíbrio representa exatamente o máximo que os consumidores querem pagar com o mínimo que os produtores

querem receber por uma determinada quantidade de produto. Basicamente cada consumidor e cada produtor devem tomar suas decisões com base nos seus próprios interesses.

Nesse sentido, a Teoria da firma<sup>22</sup> é que o equilíbrio da firma é função das quantidades produzidas (Teoria da Produção) e dos custos envolvidos (Teoria dos custos). Em concorrência perfeita, a quantidade produzida pela empresa será aquela em que os custos marginais se igualam aos preços, garantindo lucros normais, enquanto no monopólio a quantidade produzida corresponderá ao ponto onde o custo marginal se iguala à receita marginal e maximiza os lucros (VARIAN, 2006; PINDYCK e RUBINFELD, 2010).

Muitos autores questionam e criticam os pressupostos da teoria neoclássica, especialmente em relação à estrutura de mercado de concorrência perfeita e o objetivo central de maximização de lucros. Surgem daí outras visões a respeito da determinação de preços. Argumentam que outros fatores podem influenciar os preços, tais como: gosto, preferências, localização do vendedor, necessidades específicas, custo de transporte, entre outros.

Não obstante, abriram espaço para novas estruturas de mercado, tais como concorrência imperfeita e monopolística, considerando produtos diferenciados que evidenciam a limitação da teoria neoclássica. Ademais, Shumpeter (1982) questiona a coluna de sustentação da teoria neoclássica chamada equilíbrio de mercado. Ele argumenta que existe um constante desequilíbrio micro e macroeconômico em função das inovações.

As concentrações de mercado, produtos substitutos, barreiras, entrada de novas empresas e produtos, tamanho das empresas, inovações, entre outros, geraram a

---

<sup>22</sup> De grosso modo, refere-se à firma ou empresa que aloca os recursos no intuito de maximizar os lucros (Varian, 2006).

concentração de capitais e a formação de mercado com pequeno número de concorrentes. Isto caracteriza o oligopólio. Nesse sentido, outra vertente que merece destaque é a Teoria dos Jogos<sup>23</sup>, em que, no equilíbrio, ajusta preços, quantidades e outras variáveis, de forma cooperativa ou não.

Por outro lado, modelos onde o mercado esteja concentrado nas mãos de poucos vendedores ou compradores contribuem para a união destes no sentido de impor os preços de venda ou de compra, ficando os outros setores do mercado em desvantagem (MARQUES *et al.*, 2006). Todas essas transformações passaram a influenciar na determinação dos preços, de modo que a estrutura de mercado com suas respectivas características trouxeram uma nova interpretação ao conceito de empresas, produtos e preços de modo dinâmico e não mais estático.

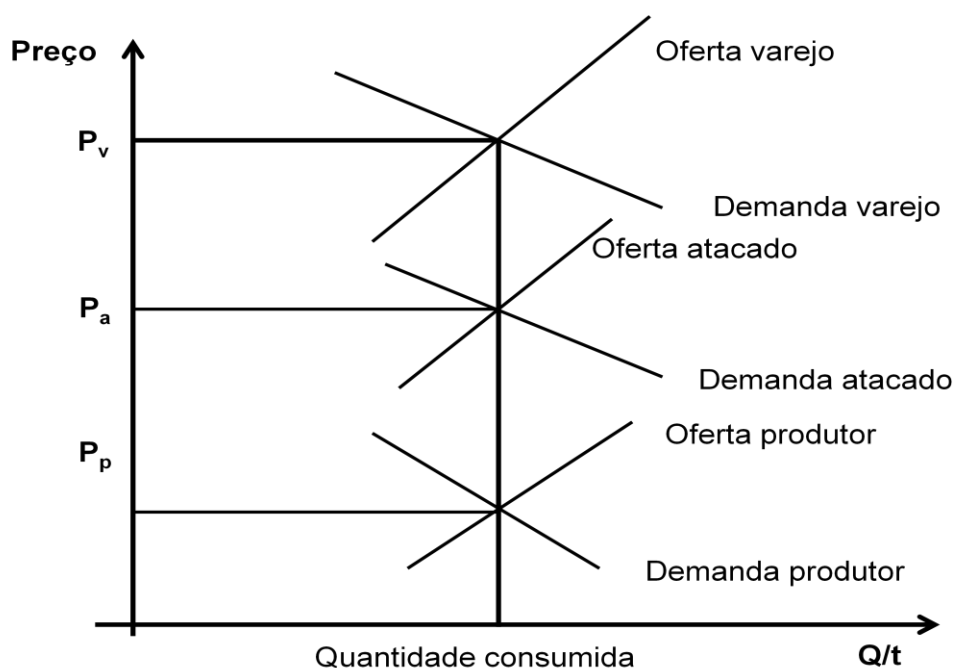
De acordo com Dunning (1990), cada vez mais têm surgido teorias a partir de escolas e teóricos que procuram contribuir através de diferentes análises de mercados e preços, algumas destas teorias obtiveram poder explicativo durante determinado período de tempo, mas devido às rápidas mudanças nos mercados internacionais e nos cenários mundiais, seus pressupostos foram invalidados. Entretanto, muitas respostas estão sendo dadas com base em pesquisas empíricas e estudos econométricos. Nesse sentido, o autor destaca que teorias que abordam aspectos como causalidade e possíveis externalidades associadas ao objeto de estudo têm contribuído no processo de amadurecimento da teoria econômica. Inclusive, muitos pesquisadores se debruçaram na investigação do comportamento das empresas, dos preços e dos produtos, e suas ilações com o mercado internacional.

Nesse sentido, Marques *et al.* (2006), descrevem sobre a importância da causalidade na formação de preços de *commodities* agrícolas. Considerando o bem

---

<sup>23</sup> A Teoria dos jogos é um ramo da matemática aplicada que estuda diferentes ações dos jogadores com o objetivo de melhorar o retorno.

agrícola como matéria-prima no processo de transformação até que chegue ao consumidor final, afirmam que a demanda por bem agrícola é uma demanda derivada, por sua vez depende da demanda pelo bem ao nível de varejo. De modo que o estudo da causalidade se torna extremamente apropriado, pois apresenta a direção da dinâmica dos preços de origem bem como a elasticidade de transmissão de preços. A Figura 17 expressa a interligação que existe entre a determinação dos preços e mercados de varejo, atacado e produtor.



**Figura 17** – Relações de preços na cadeia produtiva.

Fonte: Marques *et al.* (2006).

É importante notar que variação dos preços em nível de produtor influencia o nível de varejo e o inverso também é válido. Esta influência depende do poder de mercado dos agentes envolvidos. Sem dúvida, os preços de *commodities* estão sujeitos às variações que tornam mais difíceis as tomadas de decisão. Tanto o produtor agrícola quanto as empresas, e até mesmo o consumidor, defrontam-se com a necessidade de informações sobre a dinâmica dos preços para subsidiar suas importantes decisões.



### 3.3 Revisão de literatura

Esta seção dedica-se a apresentar estudos que utilizaram, de modo geral, o modelo de vetores autorregressivos (VAR) e, em particular, o modelo vetorial de correção de erro (VEC), por ter constatado relações de longo prazo entre as variáveis de estudo, tanto em nível mundial como para o Brasil.

Utilizando preços e produtos dos Estados Unidos para o período entre 1820 e 1990, Cooley e Ohanian (1991) analisaram a robustez do padrão cíclico dos preços. Entretanto, seus resultados não evidenciaram flutuações cíclicas no período analisado. Adicionalmente, Den e Haan (2000) ao estudar o co-movimento entre preços e produtos nos Estados Unidos para o período entre 1948 e 1997, com dados mensais e trimestrais, a partir da estimação de um (VAR), concluíram que os preços apresentaram um padrão procíclico no curto prazo e contracíclico no longo prazo.

Zhang e Reed (2008) investigaram a influência dos preços internacionais do petróleo sobre os preços do milho e soja na China entre 2000 e 2007. A partir dos resultados, concluíram que o preço do petróleo não é determinante para o aumento nos preços do milho e soja. Neste mesmo sentido, Nazlioglu (2011) examinou as relações de causalidade entre os preços internacionais do petróleo e das *commodities* agrícolas soja, milho e trigo de 1994 a 2010. Pelos resultados obtidos, constatou a hipótese de neutralidade, visto que os preços do petróleo e das *commodities* agrícolas não influenciaram uns aos outros.

Cashin *et al.* (2004) testaram cointegração e causalidade entre os preços de *commodities* e as taxas reais de câmbio de 58 países exportadores a partir de modelos

VAR/VEC. Os resultados indicaram que variações nos preços de *commodities* e taxa de câmbio real apresentam relação de longo prazo para cerca de 20 países.

Clements e Fry (2006) verificaram a existência de causalidade bidirecional entre os preços de *commodities* e as taxas de câmbio de países exportadores destes bens. Então, sob esta perspectiva, suas taxas de câmbio poderiam influenciar os preços das *commodities*, e vice versa. Os resultados apontaram que variações da taxa de câmbio de países como Canadá, Nova Zelândia e Austrália exerciam maior influência sobre preços das *commodities* do que o inverso.

Cardoso (2013) analisou a relação entre os choques nos preços do petróleo e algumas variáveis macroeconômicas referentes à Zona do Euro, com dados mensais e trimestrais de 1999 a 2011. Estimando o VAR, constatou, para os dados mensais, que a variação do preço influencia o produto e vice-versa, e que a variação do preço afeta a inflação, mas a recíproca não é verdadeira. Já os dados trimestrais apontaram que a variação de preço afeta a inflação e vice-versa, e que a variação de preço afeta o produto, mas não o contrário.

O estudo de Rondinome e Thomaz (2016) certamente é um dos mais detalhados. Aplicando um modelo VAR, os autores investigaram a influência da taxa de juros na determinação dos preços de *commodities*, em particular o estudo centra-se na soja, no período entre 1990 e 2014. Comparando os subperíodos analisados, concluem que o preço da soja é mais sensível aos movimentos da taxa de juros americana no período entre 2004 e 2014. Suas conclusões e argumentos utilizados vão em direção ao processo de financeirização de *commodities*, seguindo a linha de Tang e Xiong (2012), que demonstraram que as *commodities* tem se comportado mais como um ativo financeiro do que como bens de consumo propriamente ditos.

Com foco em estudos de *commodities* brasileiras, Pastore *et al.* (1998) investigaram sobre paridade de poder de compra, câmbio real e saldos comerciais, verificando que as exportações apresentam sensibilidade ao câmbio real e ao tamanho do comércio internacional, enquanto as importações, por sua vez, mostraram-se sensíveis ao câmbio real, às tarifas sobre importações e à renda.

Carvalho e Negri (2002) estimaram equações para importações e exportações brasileiras de produtos agrícolas. Os resultados demonstraram que as importações desses produtos são altamente dependentes da taxa de câmbio real e da taxa de utilização da capacidade doméstica instalada, enquanto as exportações são influenciadas principalmente pelo nível de atividade mundial, e também, em menor grau, pela taxa de câmbio real.

Ao analisarem o mecanismo de transmissão dos preços internacionais de *commodities* agrícolas sobre o comportamento da taxa de câmbio real no Brasil, no período entre 2000 e 2010, utilizando o modelo ARIMA, função de transferência, análise de intervenção e teste de cointegração de Johansen, Margarido *et al.* (2010) concluíram que os preços internacionais das *commodities* agrícolas são transmitidas para a taxa de câmbio real no Brasil no curto prazo. Contudo, não apresentaram relação de longo prazo, corroborando assim com os resultados encontrados por Cashin (2004).

A análise de causalidade e cointegração desenvolvido por Silva e Coronel (2012) para o período entre 1995 e 2010, envolvendo um conjunto de variáveis macroeconômicas, nomeadamente taxa de câmbio, taxa de juros, inflação (IPCA), índice de produção industrial como *proxy* do Produto Interno Bruto em relação ao índice da Bolsa de Valores de São Paulo, indicou a existência de pelo menos um vetor de integração. Já os resultados da causalidade com correção de erro sinalizaram

causalidade entre o IPCA e o índice da Bolsa de Valores de São Paulo no curto prazo, sendo que no longo prazo os sinais dos parâmetros estimados ratificaram o esperado pela teoria econômica.

Caldarelli e Camara (2013) investigaram a relação entre a taxa de câmbio real e os preços da carne de frango no Brasil, adotando como estratégia empírica o VEC. Os resultados apontaram a existência de uma relação estável de longo prazo entre as variáveis, evidenciando a importância dos efeitos dos preços do frango congelado sobre a taxa de câmbio no Brasil.

Em seu trabalho, Oliveira *et al.* (2015) se propuseram testar a existência de uma relação de longo prazo e o grau de influência das variáveis macroeconômicas taxa de câmbio, taxa de juros e a renda mundial sobre as exportações do mel, no período entre 2000 e 2011. Estimando o VEC, demonstraram que todas as variáveis explicativas foram relevantes para explicar a dinâmica das exportações no longo prazo, enquanto na análise de curto prazo confirmaram a existência de alguma defasagem de tempo para que os choques ocorridos no curto prazo fossem corrigidos no longo prazo.

Bini *et al.* (2015) investigaram a correlação e causalidade entre os preços de *commodities* agrícolas e de energia para o período entre 2000 e 2012. A partir dos testes de cointegração e causalidade concluíram que há transmissão de preços das *commodities* energéticas para as *commodities* agrícolas.

Souza *et al.* (2015) estudaram os impactos dos preços de alimentos e de *commodities* agrícolas sobre a dinâmica inflacionária no Brasil. Nesse sentido, foi estimado o VAR e os resultados mostraram, por meio da decomposição da variância e da função impulso a resposta, que o comportamento da inflação é fortemente influenciado por ela própria, pela inflação dos alimentos e pelas expectativas

inflacionárias, sendo os preços das *commodities* também significativos para explicar a inflação brasileira.

Mais recentemente, Sulzbach *et al.* (2016) testaram, com dados dos contratos futuros de câmbio Real/Dólar da Bolsa de Mercadorias e Futuros, se os resultados impõem efeitos informativos sobre os preços. Após estimação do VAR, houve indicativo da existência de informação assimétrica no mercado futuro de câmbio do Brasil, sendo cerca de 50% da variação do preço advindos da informação privada contida no fluxo de ordem.

Portanto, o uso de modelos autorregressivos vetoriais (VAR) e com correção de erros (VEC) estão entre os instrumentos mais usados em investigações empíricas na área de macroeconomia. Isso porque tais modelos permitem analisar as interrelações entre múltiplas variáveis considerando um conjunto mínimo de restrições de identificação, por meio do qual é identificado o caráter “exógeno” de cada variável e a partir daí é possível estimar o efeito de um choque nessa variável sobre as demais.

Nesse sentido, a literatura empírica supra citada sobre os preços de *commodities* por meio de modelos autoregressivos VAR/VEC fornece evidências favoráveis à intuição de que as variáveis econômicas selecionadas para esta investigação constituem elemento importante na dinâmica dos preços internacionais das *commodities*.

## CAPÍTULO 4

### METODOLOGIA

Os modelos univariados se tornaram limitados para formalizar modelos econômicos que utilizam muitas variáveis. Assim, o uso do modelo de vetores autorregressivos passou a ser altamente recomendável e amplamente utilizado nos estudos que envolvem variáveis macroeconômicas. Sendo, portanto, indicado para captar a influência e em que intensidade choques exógenos nos preços domésticos, preços de outra *commodity*, taxa de câmbio, taxa de juros, exportações e importações de insumos agrícolas são transmitidos para os preços de *commodities*.

A investigação empírica das relações entre os preços internacionais de *commodities* e um conjunto de variáveis econômicas para o Brasil baseia-se na análise de séries temporais, especificamente nos modelos autorregressivos (VAR/VEC), que são bastante utilizados em trabalhos de cunho nacional e internacional para responder problemas de relações dinâmicas e endógenas entre as variáveis.

A metodologia VAR foi apresentada por Christopher Sims (Sims, 1980) em artigo chamado “Macroeconomics and reality”, em que o autor faz uma crítica aos critérios de parametrização de modelos de equações simultâneas e indica uma alternativa chamada Vetores Autorregressivos, em que flexibiliza algumas restrições de identificação comuns em modelos tradicionais. A partir daí, essa metodologia vem sendo bastante utilizada na literatura econômica.

Importa salientar que, ao modelar uma série temporal, é necessário realizar alguns testes. Nesse sentido, são descritos abaixo os seis passos que foram seguidos para estimação e análise do modelo.

No **primeiro passo** fez-se a análise gráfica para identificar a presença de tendências estocásticas e determinísticas. Através da verificação da estacionariedade da série, pode-se fazer inferências estatísticas sobre os parâmetros estimados com base na realização de um processo estocástico (BUENO, 2008). Assim, foram realizados testes de raiz unitária a fim de determinar a ordem de integração<sup>24</sup> das variáveis. De acordo com Enders (2004), a estacionariedade de uma série temporal pode ser visualmente identificada pelo seu correlograma e formalmente testada por meio dos testes de raiz unitária como: Dickey-Fuller (DF); Dickey-Fuller aumentado (ADF); Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski, Phillips, Shimidt e Shin (KPSS). Segundo Bueno (2008), o teste de Phillips-Perron faz uma correção não paramétrica ao teste de Dickey e Fuller, garantindo sua consistência ainda que haja variáveis dependentes e correlação serial de erros.

As conseqüências da não estacionariedade, em série temporal, pode resultar em “regressão espúria”, que embora apresente alto valor do coeficiente de determinação, testes estatísticos significantes não tem relação significativa entre as variáveis de estudo. Para decidir o número de defasagens (*lags*) ótimo, foram considerados os testes de Akaike, Schwarz, Hannan-Quin, Ljung-Box e Multiplicador de Lagrange. Cada valor ótimo de defasagens foi submetido ao teste ADF e Phillips-Perron, realizando os cálculos com constante, constante e tendência, sem constante e sem tendência.

Os testes ADF e Phillips-Perron consideram como hipótese nula que a série contém uma raiz unitária e respeita os seguintes critérios para decisão sobre a estacionariedade:

---

<sup>24</sup> Número de diferença necessária para tornar a série estacionária (BUENO, 2008).

i) Se  $|\tau|_{calculado} > |\tau|_{crítico}$ . Rejeita-se a hipótese nula e a série é estacionária.

ii) Se  $|\tau|_{calculado} < |\tau|_{crítico}$ . Aceita-se a hipótese nula e a série contém uma raiz unitária, ou seja, é não estacionária.

Se for constatada a existência de raiz unitária nas séries, ou seja, as variáveis apresentarem tendência estocástica, a equação deve ser reparametrizada e submetida novamente ao teste ADF em diferenças até que se torne estacionária. Procedendo assim, determina-se a ordem de integração na qual as variáveis devem ser usadas para os testes de hipóteses. Ademais, podem existir até N-1 relações de longo prazo entre elas (em que N corresponde ao número de equações do sistema).

No **segundo passo**, antes de realizar a estimação, teve-se o cuidado de escolher o número de defasagens dos modelos, procedimento para o qual existem diversas maneiras. Muitos estudos levam em consideração a parcimônia, combinando os resultados de testes estatísticos com princípios da teoria econômica, sabendo que quanto maior for o número de defasagens menores serão os graus de liberdade da estimação. Neste trabalho, utilizou-se simultaneamente os critérios de seleção LR (Razão de Verossimilhança), FPE (Erro de predição), AIC (Akaike), HP (Hannan-Quinn) e SC (Schwarz). O número ótimo de defasagens foi ainda condicionado à ausência de autocorrelação dos resíduos, constatada a partir da estatística LM do teste de Breusch-Godfrey. Em seguida, após identificação da ordem de integração, o modelo VAR foi estimado com o número de defasagens adequado para o modelo dinâmico, mediante os critérios de informação.

De acordo com Enders (1995), o sistema de equações estruturais pode ser descrito na forma matricial como a seguir:



$$B\chi_t = \Gamma_0 + \Gamma_1\chi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Sendo,

$B$  = matriz de coeficientes contemporâneos;

$\Gamma_0$  = matriz de termos constantes e

$\Gamma_1$  = matriz de coeficientes das variáveis defasadas.

Multiplicando toda equação pela matriz inversa de  $B$ , tem-se que:

$$B^{-1}B\chi_t = B^{-1}\Gamma_0 + B^{-1}\Gamma_1\chi_{t-1} + B^{-1}\varepsilon_t \quad (2)$$

$$\chi_t = A_0 + A_1\chi_{t-1} + e_t \quad (3)$$

Sendo,  $X_t$  = vetor das variáveis;  $A_0$  = vetor dos interceptos;  $A_1$  = matriz de coeficientes e  $e_t$  = vetor de erros.

A equação (1) é uma expressão de um modelo VAR estrutural, que descreve a interação de variáveis endógenas de um modelo econômico teoricamente estruturado. Os choques  $e_t$  são chamados choques estruturais porque afetam cada uma das variáveis endógenas (BUENO, 2008).

Além da estacionariedade, é importante o modelo respeitar as seguintes hipóteses: i) os choques aleatórios são ruído branco com média zero e variância constante [ $\varepsilon = N(0, \sigma)$ ]; ii) os choques são não autocorrelacionados [ $Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j)] = 0$ .

No entanto, o modelo VAR (p) geralmente tem muitos parâmetros que podem dificultar sua interpretação, em função da complexa interação e o *feedback* entre as variáveis do modelo. Nesse sentido, fez-se uma análise estrutural cujas propriedades dinâmicas do modelo são vistas por meio de: i) teste de cointegração de Johnsen; ii) testes de causalidade de Granger; iii) decomposição de variâncias dos erros de previsão e; iv) funções de impulso-resposta (ZIVOT e WANG, 2006).

Assim, no **terceiro passo**, realizou-se o teste de cointegração proposta por Johansen (1991) para determinar a existência (ou ausência) de relação de longo prazo entre as variáveis de estudo integradas de mesma ordem. Para testar o número dos vetores de cointegração, o autor propõe o uso de duas estatísticas: a do traço ( $\lambda_{\text{trace}}$ ) e a do máximo autovalor ( $\lambda_{\text{max}}$ ).

No teste do traço, a hipótese nula é que o número de vetores cointegrantes distintos seja ao menos igual a  $r$ , ou seja, assume a existência de  $r^*$  vetores cointegrantes e a hipótese alternativa de  $r > r^*$  (isto é,  $H_0: r = r^*$  e  $H_1: r > r^*$ ). Esse teste é calculado como:

$$\lambda_{\text{trace}} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (4)$$

O teste do máximo autovalor busca identificar a significância do maior autovalor. É calculado de forma similar ao anterior, exceto que a hipótese nula desse teste é que existem  $r^*$  vetores cointegrantes e a sua hipótese alternativa é que existem  $r^* + 1$  vetores cointegrantes. Esse teste é calculado como:

$$\lambda_{\text{max}} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (5)$$

Sendo,

$T$  = o número de observações utilizadas;

$r = 0, 1, 2, \dots, n - 2, n - 1$ ;

$\hat{\lambda}_i$  = o valor estimado da raiz característica (ou valor próprio) da matriz estimada.

No **quarto passo**, caso exista cointegração entre as variáveis, ou seja, relações de longo prazo, termo(s) de correção de erro(s) deve(m) ser introduzido(s) ao modelo ajustado com as séries em diferenças, para evitar erros de especificação.

Segundo Banerjee (1993, p. 139), citado por Margarido *et al.* (2007), os mecanismos de correção de erro pretendem fornecer um caminho para combinar as vantagens de se modelar tanto em nível quanto nas diferenças. Em um modelo de correção de erro tanto a dinâmica do processo de ajustamento de curto prazo (variações) quanto de longo prazo (níveis) são modelados simultaneamente.

Desse modo, o VEC possibilita a incorporação de informações tanto de curto quanto de longo prazos, isto é, fornece informações estatísticas das relações de curto prazo entre quaisquer variáveis cointegradas. As estimativas fornecidas pelo VEC indicam quando o modelo escolhido está em equilíbrio ou se algum estado de desequilíbrio existe. Quando não detectada cointegração entre as variáveis, deve ser utilizado apenas o modelo VAR. Conforme Vandaele (1983), a utilização de modelos autorregressivos, como VAR/VEC, se torna relevante para modelos com poucas variáveis, pois, neste caso, o viés de especificação é menor porque a omissão de variáveis é captada pelos termos autorregressivos.

No **quinto passo** procurou-se auferir o sentido de causalidade entre as variáveis examinadas. Para tanto, realizou-se o teste de causalidade à Granger, de acordo com Granger (1969), o qual consiste em assumir que a informação relevante para a predição das variáveis está contida nas séries temporais das variáveis e em seus valores defasados. Segundo Hamilton (1994), a questão chave do teste de causalidade de Granger é: o quanto o escalar  $y$  ajuda a prever o escalar  $x$ . Se isso não ocorre, pode-se afirmar que  $y$  não causa  $x$  no sentido de Granger.

Nesse ponto, Margarido *et al.* (2007) ressaltam que: i) o conceito de causalidade à Granger é diferente do sentido filosófico, isto é, quando se diz que a variável A causa a variável B no sentido à Granger, o qual é representado como  $B \rightarrow A$ , significa dizer que os valores passados da variável A ajudam a prever de forma

mais precisa o comportamento futuro de B do que se fossem utilizados somente os valores passados de B, e; ii) o teste de causalidade à Granger deve ser realizado com as variáveis estacionárias, daí a importância da correta determinação de integração de todas as variáveis do sistema realizada nos passos anteriores.

Todavia, ao adotar o método de ortogonalização dos resíduos, deve-se estabelecer uma ordenação causal entre as variáveis para definir a ordem de entrada das mesmas no sistema. Nesse sentido, o teste de causalidade à Granger é amplamente utilizado e parte da hipótese de que se uma variável A é útil para fazer previsões sobre outra variável B, então A causa B no sentido à Granger. Assim,

$$y_t = \sum a_i y_{t-i} + \sum b_i z_{t-i} + \mu_{1t} \quad (6)$$

$$z_t = \sum c_i z_{t-i} + \sum d_i y_{t-i} + \mu_{2t} \quad (7)$$

$$H_0: b_i = 0 \text{ (} z_t \text{ não causa } y_t \text{)} \text{ e } H_0: d_i = 0 \text{ (} y_t \text{ não causa } z_t \text{)}$$

No **sexto** e último **passo** foi realizado um conjunto de ações usando a decomposição da variância dos erros de previsão, a saber: i) foram apresentados os coeficientes estimados na matriz de relações contemporâneas entre as variáveis; ii) estimou-se a variância do erro de previsão de cada variável e; iii) obteve-se as funções de respostas a impulso, para captar o efeito (magnitude e sinal) dos choques das variáveis econômicas sobre o comportamento dos preços internacionais das *commodities* agrícolas soja, milho e café. A função de resposta ao impulso possibilita avaliar resultados de choques em qualquer uma das variáveis do modelo, pois representa o horizonte temporal dos efeitos dos choques das demais variáveis no VAR sob uma variável específica (ENDERS, 2004).

A decomposição da variância dos erros de previsão mostra a percentagem do erro da variância prevista em decorrência de choques de uma determinada variável dado choques nas outras variáveis do modelo, ao longo de um determinado período de tempo (ENDERS, 2004). Em outras palavras, refere-se à identificação da responsabilidade de cada uma das variáveis na explicação da variância de todas as variáveis do modelo, após um choque, servindo como “classificação” da importância relativa de cada variável na determinação dela mesma e das outras variáveis (VARTANIAN, 2010). Se os choques observados em uma variável “x” não são capazes de explicar a variância do erro de previsão da variável “y”, então diz-se que a sequência de “y” é exógena. Do contrário, a sequência é considerada endógena. Para identificar os efeitos contemporâneos dos choques torna-se necessária a recuperação do formato estrutural do modelo, considerando a estimação realizada por meio da forma reduzida. Portanto, é importante a imposição de alguma restrição para a relação entre os resíduos da regressão e os choques do modelo estrutural, sendo a mais conhecida a decomposição de Cholesky. Em termos práticos, significa que as variáveis foram ordenadas conforme seu grau de exogeneidade, de forma que as primeiras variáveis influenciavam contemporaneamente as que estiverem depois delas e eram influenciadas por elas apenas por um período de defasagem.

## CAPÍTULO 5

### RESULTADOS E DISCUSSÃO

Neste capítulo são apresentados e analisados os resultados dos testes e estimações dos modelos para alcançar cada objetivo específico sob as especificações dos modelos VAR/VEC descritas no capítulo anterior, explicitando o tempo de reação aos choques de um conjunto de variáveis econômicas, a duração e a direção das respostas, bem como as semelhanças e diferenças das respostas nos preços internacionais destas *commodities* agrícolas. Entretanto, convém assinalar algumas ressalvas importantes:

- i) o presente capítulo está associado aos artigos que foram publicados, preparados ou estão a preparar<sup>25</sup> e, portanto, poder-se-á verificar a repetição de certas frases ou ideias, considerando as semelhanças e características das *commodities* e modelo empírico adotados;
- ii) não foram apresentadas todas as tabelas resultantes dos testes econométricos aplicados para não tornar a tese muito exaustiva. Nesse sentido, foram inseridos, em anexo e detalhadamente, todos os resultados da modelagem econométrica apenas para o primeiro caso<sup>26</sup>, que se refere aos preços das *commodities*, preços do petróleo e taxa de câmbio, nomeadamente os testes de estacionariedade (Anexo I), seleção da melhor defasagem (Anexo II) e resultados dos testes de casualidade, cointegração, decomposição da variância e função resposta a impulso (Anexo III);

---

<sup>25</sup> Conforme declaração no final da tese.

<sup>26</sup> Ver Pereira *et al.* (2017).

- iii) foi realizado o teste de quebra estrutural, sendo identificadas três quebras estruturais<sup>27</sup> nos anos 2003, 2008 e 2013. Somente a de 2008 foi estatisticamente significativa. Como o período de análise do estudo é de 2000 a 2016, as séries foram modeladas em dois subgrupos, 2000-2008 e 2009-2016, respeitando a quebra estrutural evidenciada em 2008. Entretanto, para os testes realizados: Raiz Unitária, cointegração, causalidade, etc. os resultados apresentados nestes subgrupos não diferiram dos resultados apresentados no período como todo, de modo que as análises realizadas foram consideradas para o período integral;
- iv) os resultados são válidos para as *commodities* e período estudados. A extrapolação para outros cenários deve ser fruto de pesquisas futuras.

## **5.1 Os efeitos da taxa de câmbio e dos preços do petróleo nos preços internacionais das commodities brasileiras**

### **5.1.1. Introdução**

Nos últimos anos tem ocorrido um interesse crescente sobre o comportamento dos preços de *commodities*. Em geral, são considerados os desequilíbrios entre a oferta e a demanda como responsáveis pela volatilidade dos preços das *commodities*. Do lado da demanda destaca-se o “efeito China” e do lado da oferta as perturbações advindas de fatores climáticos. Não obstante, desde o movimento de alta nos preços das *commodities* a partir de meados de 2002, surgiu a hipótese de que outros fatores podem estar influenciando esse comportamento (BLACK, 2013). Em linha com essa hipótese, o objetivo desta seção é verificar se a taxa de câmbio e o preço do petróleo influenciam o comportamento dos preços das *commodities* brasileiras.

No que tange à demanda, de acordo com Izerrougene e Costa Mata (2011), a China é um dos maiores importadores de *commodities*, assumindo o segundo lugar no *ranking*, sendo que os Estados Unidos destacam-se como o principal importador de *commodities*. Já em relação à oferta, segundo Prates (2007), choques advindos de mudanças climáticas a partir de 2002, principalmente devido ao *El Niño*, afetaram algumas *commodities* agrícolas, tais como o café, soja, açúcar e algodão. É inegável a influência da demanda e oferta na determinação dos preços.

Entretanto, convém ressaltar que em conformidade com Black (2013), este estudo não pretende negar os efeitos nos preços advindos do descompasso entre a oferta e demanda, cuja referência foi detalhada na primeira parte desta tese. Pretende, apenas, trazer à tona outros fatores a fim de corroborar a discussão sobre o tema. Esses fatores referem-se aos choques de custos vinculados à valorização do preço do



petróleo, que por sua vez encarece os transportes, os fertilizantes, a energia e os custos de oportunidade. Ademais, por hipótese, os preços do petróleo e das *commodities* estão diretamente relacionados com a variação da taxa de câmbio.

Dados da FAO<sup>28</sup>, explicitados por Caldarelli e Camara (2013), indicam que nos últimos anos tem ocorrido uma forte elevação dos preços das *commodities* em âmbito mundial, e que esta tendência deve continuar por conta da pressão existente na demanda pelas mesmas. Entretanto, conforme MAPA (2011), grande parcela da receita dos exportadores brasileiros, advinda da elevação dos preços internacionais das *commodities*, foi consumida pela sobrevalorização da moeda brasileira nos últimos anos.

Diante desse contexto, este estudo parte da hipótese de que os preços do petróleo e a taxa de câmbio causam os preços das *commodities*, apresentando um grau de explicação razoável sobre os mesmos.

### **5.1.2. Dados e modelo estimado**

Os dados utilizados nesse estudo referem-se às séries mensais dos preços de *commodities* (exceto petróleo), preços do petróleo e taxa de câmbio real. Tais séries foram obtidas no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA, 2014), com período de análise de janeiro/2002 a maio/2012, totalizando 125 observações temporais para cada variável.

Os preços, expressos em termos nominais foram transformados em valores reais utilizando o Índice Geral de Preços/Disponibilidade interna (IGP – DI), calculado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV) com data base maio/2012.

---

<sup>28</sup> Food and Agriculture Organization

A taxa de câmbio real efetiva, com data base a média de 2005, foi utilizada por ser uma medida da competitividade das exportações brasileiras calculada pela média ponderada do índice de paridade do poder de compra dos 16 maiores parceiros comerciais do Brasil. Essa paridade do poder de compra é definida pelo quociente entre a taxa de câmbio nominal (em R\$/unidade de moeda estrangeira) e a relação entre o Índice de Preço ao Produtor Amplo (IPPA) do país em questão e o Índice de Preços ao Consumidor (INPC) divulgado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). As ponderações utilizadas correspondem às participações de cada parceiro no total das exportações brasileiras com data base o ano de 2001.

Todas as séries foram transformadas em base logarítmica, de forma que as relações entre as variáveis expressas nos valores dos coeficientes estimados podem ser interpretadas diretamente como elasticidades, pois conforme Barros (1990, p.13), “o termo elasticidade se aplica estritamente quando as variáveis são medidas em escala logarítmica”. Para a realização dos procedimentos estatísticos, foi utilizado o *software Eviews*, na versão 8.0.

Foi estimado o seguinte modelo de regressão com base em Castro e Cavalcanti (1998):

$$LPC = \alpha_0 + \alpha_1 LPP + \alpha_2 LTX + \vartheta \quad (8)$$

Sendo,

LPC = logaritmo dos preços das *commodities*;

LPP = logaritmo dos preços do petróleo;

LTX = logaritmo da taxa de câmbio real efetiva;

$\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2$  = parâmetros;

$\vartheta$  = o erro aleatório (série ruído branco).

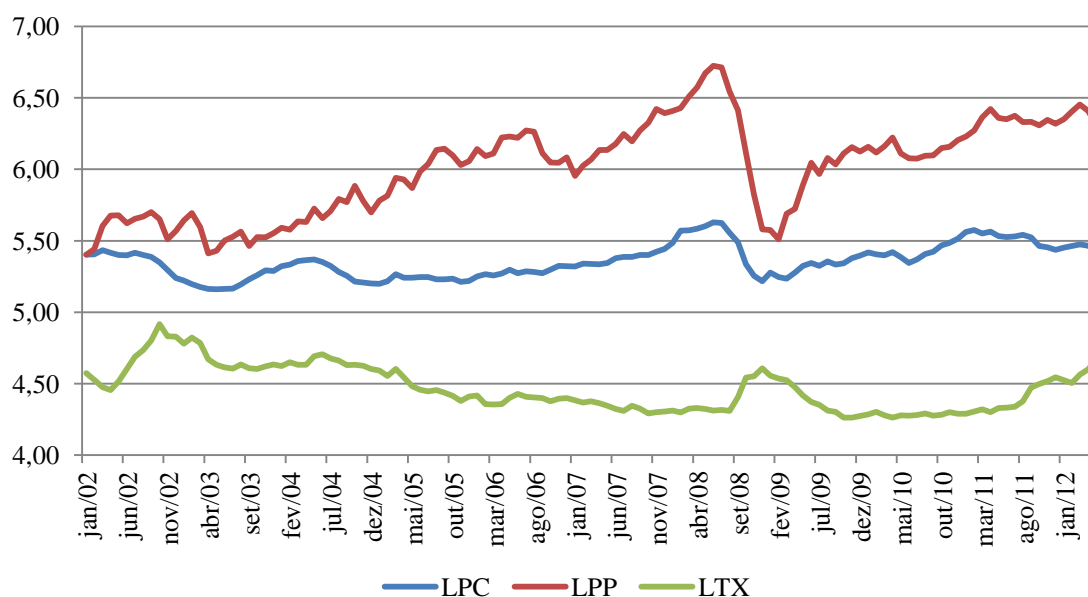
#### 5.1.4. Análise dos Resultados

As séries logaritimizadas dos preços de *commodities* (LPC), preços de petróleo (LPP) e taxa de câmbio real efetiva (LTX) não apresentaram tendência uniforme ao longo do tempo (Figura 18), sugerindo que são não estacionárias e podem estar cointegradas, pois apresentam movimentos sincronizados durante o período em análise. Para checar essas evidências foram utilizados testes formais de raiz unitária e de cointegração.

É procedimento padrão em análise de séries temporais verificar como o processo estocástico gerador das séries se comporta ao longo do tempo. Isso requer identificar a ordem de integração das séries em estudo. Para tanto, realizou-se o teste de raiz unitária que mostra, por sua vez, a estacionariedade das variáveis. A existência de não estacionariedade pode fazer com que os testes de hipóteses sejam irreais. Os testes Dickey–Fuller Aumentado (ADF) e Phillips Perron (PP) foram estimados para os casos das séries com intercepto; com intercepto e com tendência e; sem intercepto e sem tendência, para todas as séries tanto em nível quanto em diferença<sup>29</sup>.

---

<sup>29</sup> Os testes ADF estão reportados no Anexo I, inclusive os testes de defasagens de 1 a 5 (Tabelas 1 a 89).



**Figura 18** – Comportamentos dos preços de *commodities*, petróleo e taxa de câmbio real efetiva, 2002-2012.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do Ipeadata (2014).

Convém salientar, entretanto, que para eliminar a autocorrelação nos resíduos dos testes de raiz unitária nos demais procedimentos realizados, buscou-se identificar o número ótimo de defasagens que deve ser utilizado. Nesse sentido, foram testadas defasagens de 1 a 5. A seleção da melhor opção<sup>30</sup> se deu com base nos menores valores apresentados pelo critério de informação *Akaike* (AIC). Os resultados da seleção ótima do número de defasagens (*lags*) a partir do teste de raiz unitária ADF encontram-se expostos na Tabela 8.

Os três critérios (AIC, BIC e HC) indicaram duas defasagens para todas as variáveis, exceto para o preço logaritmizado das *commodities*, que, pelo critério BIC, indicou apenas uma defasagem. Entretanto, a regra de decisão foi com base no critério AIC de modo que a seleção ótima (*lag*-máximo) de duas defasagens foi adotada para estimação do teste.

<sup>30</sup> Ver detalhes no anexo II (Tabelas 1 a 3).

**Tabela 8** – Critérios de seleção do número de defasagens ótima do teste ADF para os preços de *commodities*, petróleo e taxa de câmbio real efetiva, 2002-2012.

Variável	Defasagem(lag)	AIC	HC	BIC
LPC	0	-4,108963	-4,081245	-4,040730
	1	-4,383640	-4,346492	-4,292187*
	2	-4,405558**	4,358882*	-4,290640
LPP	0	-2,131090	-2,103372	-2,098554
	1	-2,235192	-2,198044	-2,143739
	2	-2,270040**	-2,223363*	-2,155121*
LTX	0	-3,645916	-3,639964	-3,577683
	1	-3,754329	-3,717181	-3,662876
	2	-3,763449**	-3,717722*	-3,744875*

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Nota: Incluíram-se os termos “constante” e “tendência”.

\* Indica o número de defasagem ótima a partir dos critérios de informação de Akaike (AIC), informação de Hannan Quinn (HC) e Bayesiano de informação de Schwartz (BIC); \*\*indica a defasagem ótima selecionada pelo critério AIC.

Assim, o número ótimo de defasagens foi submetido ao teste ADF. Como pode ser visto na Tabela 9, em nível, os valores observados no teste ADF foram, em módulo, menores do que os valores críticos tabelados a 5% de significância, por isso a hipótese nula da presença de raiz unitária não foi rejeitada. Entretanto, quando o teste foi realizado em primeira diferença, todas as variáveis rejeitaram a hipótese nula da presença de raiz unitária a 5% de significância, revelando estacionariedade.

**Tabela 9** – Teste de Raiz Unitária ADF, em nível e em 1ª diferença, para as variáveis de estudo no período entre 2002 e 2012.

Variáveis	T <sub>C</sub>	V. Crít. (5%)	T <sub>CT</sub>	V. Crít. (5%)	T	V. Crít. (5%)
LPC	-2,548728 (0,1067)	-2,885051	-3,363119 (0,0613)	-3,446765	-0,076588 (0,6553)	-1,943449
LPP	-2,307611 (0,1712)	-2,885051	-2,946826 (0,1518)	-3,446765	0,511188 (0,8247)	-1,943449
LTX	-1,616715 (0,4710)	-2,885051	-1,467383 (0,8355)	-3,446765	0,267268 (0,7620)	-1,943449
$\Delta$ (LPC)	-6,528453* (0,0000)	-2,885051	-6,505023* (0,0000)	-3,446765	-6,556691* (0,0000)	-1,943449
$\Delta$ (LPP)	-7,980079* (0,0000)	-2,885051	-7,962237* (0,0000)	-3,446765	-7,975920* (0,0000)	-1,943449
$\Delta$ (LTX)	-7,781833* (0,0000)	-2,885051	-7,809451* (0,0000)	-3,446765	-7,808771* (0,0000)	-1,943449

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Nota 1: Hipótese Nula – A série possui raiz unitária. Nota 2: As estatísticas T<sub>C</sub>, T<sub>CT</sub>, e T são referentes, respectivamente, aos testes com constante, com constante e tendência, e, sem constante e sem tendência. Encontram-se, nos parênteses, o p-valor correspondente. Nota 3: ( $\Delta$ ) indica a primeira diferença das variáveis e (\*) a rejeição da hipótese nula ao nível 5% de significância.

O teste PP possibilita fazer uma correção não paramétrica ao teste ADF, de modo que continua consistente ainda que haja dependência de variáveis defasadas e correlação serial dos resíduos. Conforme os resultados mostrados na Tabela 10, em linha com os resultados encontrados no teste ADF, as séries foram não estacionárias

em nível, e se tornaram estacionárias em primeira diferença ao nível de 5% de significância e, portanto, foram consideradas integradas de ordem um, ou seja,  $I(1)$ .

Dado que as variáveis apresentaram tendência estocástica, isto é, não estacionariedade e integradas de mesma ordem,  $I(1)$ , significa então que podem estar relacionadas no longo prazo. Nesse sentido, utilizou-se o método de Johansen para estimar e testar as relações de longo prazo entre elas.

**Tabela 10** – Teste de Raiz Unitária PP, em nível e em 1ª diferença, para as variáveis de estudo no período entre 2002 e 2012.

Variáveis	$T_C$	V. Crít. (5%)	$T_{CT}$	V. Crít. (5%)	$T$	V. Crít. (5%)
LPC	-2,256944 (0,1877)	-2,884856	-2,970288 (0,1449)	-3,446464	0,001013 (0,6811)	-1,943427
LPP	-2,237442 (0,1943)	-2,884856	-2,825986 (0,1909)	-3,446464	0,642979 (0,8538)	-1,943427
LTX	-1,690759 (0,4334)	-2,884856	-1,414868 (0,8521)	-3,446464	0,102448 (0,7133)	-1,943427
$\Delta$ (LPC)	-6,634017* (0,0000)	-2,885051	-6,505023* (0,0000)	-3,446464	-6,556691* (0,0000)	-1,943427
$\Delta$ (LPP)	-7,980079* (0,0000)	-2,885051	-7,962237* (0,0000)	-3,446464	-7,975920* (0,0000)	-1,943427
$\Delta$ (LTX)	-7,781833* (0,0000)	-2,885051	-7,809451* (0,0000)	-3,446464	-7,808771* (0,0000)	-1,943427

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Nota 1: Hipótese Nula – A série possui raiz unitária. Nota 2: As estatísticas  $T_C$ ,  $T_{CT}$ , e  $T$  são referentes, respectivamente, aos testes com constante, com constante e tendência, e, sem constante e sem tendência. Nota 3: ( $\Delta$ ) indica a primeira diferença das variáveis e (\*) a rejeição da hipótese nula ao nível 5% de significância.

Importa salientar, entretanto, que antes de realizar o teste de cointegração procedeu-se a seleção da ordem de defasagem ótima que deve ser incluída no modelo VAR, sendo consideradas duas defasagens (Tabela 11), a partir dos critérios de informação.

**Tabela 11** – Critérios de seleção do número de defasagens ótima para as variáveis de estudo do modelo VAR.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	197,3298	NA	7,87e-06	-3,238830	-3,169143	-3,210530
1	648,6332	872,5199	4,95e-09	-10,61055	-10,33180	-10,49735
2	672,6271	45,18845*	3,86e-09*	-10,86045*	-10,37264*	-10,66235*
3	680,6918	14,78535	3,92e-09	-10,84486	-10,14799	-10,56186
4	686,8715	11,02032	4,11e-09	-10,79786	-9,891923	-10,42995
5	689,7923	5,062822	4,56e-09	-10,69654	-9,581542	-10,24373

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Nota: \*indica o número de defasagens ótima.

Conforme pode ser observado na Tabela 12, o modelo com duas defasagens é adequado, pois a hipótese de resíduos autocorrelacionados foi rejeitada pelos critérios dos Multiplicadores de Lagrange (Teste LM)<sup>31</sup>, corroborando com o resultado exposto na Tabela 11.

**Tabela 12** – Teste de autocorrelação dos resíduos.

Teste	Defasagens	Estatística	Significância
LM	2	13,59096	0,1376

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

<sup>31</sup> Os demais testes econométricos a partir do teste LM estão reportados detalhadamente no anexo III (nas Tabela 1 a 7 e Figuras 1 e 2).



Por sua vez, os testes de cointegração de Johansen indicaram a existência de um vetor cointegrante em cada variável, visto que a hipótese nula (de que não há relação de cointegração) foi rejeitada ao nível de 5% de significância, tanto pela estatística do traço (Tabela 13), quanto pela estatística do máximo autovalor (Tabela 14). Pela estatística do traço, a hipótese nula ( $r = 0$ ) foi rejeitada ao nível de 5% de significância, pois o valor da estatística calculado foi superior ao valor crítico. Por outro lado, a hipótese de vetores cointegrantes maiores que 1 também foi rejeitada ao nível de 5% de significância, indicando que há forte evidência da presença de pelo menos um vetor cointegrante.

**Tabela 13** – Teste de Cointegração de Johansen: estatística do traço.

$H_0$	$H_1$	Autovalor	Estatística de teste	Valor crítico (5%)	Valor -p
$r = 0$	$r > 0$	0,214374	50,93284	42,91525	0,0065
$r \leq 1$	$r > 1$	0,099439	21,49731	25,87211	0,1593
$r \leq 2$	$R > 2$	0,068976	8,719347	12,51798	0,1984

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Nota: incluíram-se dados das séries com tendência linear determinística e equações de cointegração com constante e tendência.

O teste do máximo autovalor corrobora com o resultado do teste do traço, pois a hipótese nula ( $r = 0$ ) também foi rejeitada ao nível de 5% de significância, visto que o valor calculado foi superior ao valor crítico. Dessa maneira, constatou-se a existência de um vetor de cointegração, implicando em relação de longo prazo entre as variáveis de estudo. Tal constatação se alinha com os resultados encontrados por Oliveira *et al.* (2015), Caldarelli e Camara (2013) e Cashim *et al.* (2004).

**Tabela 14** – Teste de Cointegração de Johansen: estatística do Máximo Autovalor.

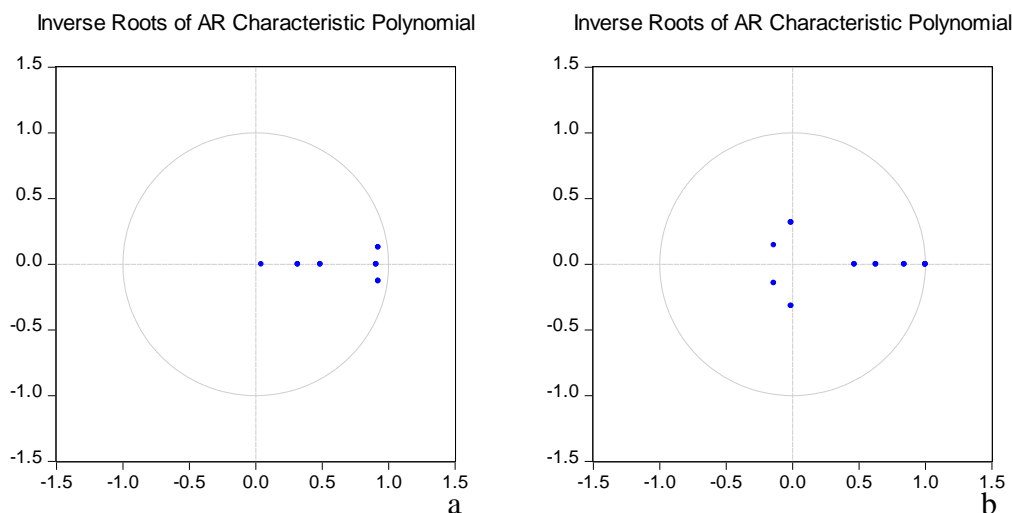
$H_0$	$H_1$	Autovalor	Estatística de teste	Valor crítico (5%)	Valor -p
$r = 0$	$r = 1$	0,214374	29,43553	25,82321	0,0160
$r = 1$	$r = 2$	0,099439	12,77796	19,38704	0,3463
$r = 2$	$r = 3$	0,068976	8,719347	12,51798	0,1984

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Nota: incluíram-se dados das séries com tendência linear determinística e equações de cointegração com constante e tendência.

Ademais, sendo as séries não estacionárias e o sistema identificado<sup>32</sup> com a mesma ordem de integração, e o teste de Johansen atestado à cointegração, então o modelo VAR deve incorporar o vetor cointegrante estimado, ou seja, o Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC). Todavia, antes de realizar as estimações, foi preciso verificar a estabilidade do modelo VAR/VEC, e uma das condições exigidas para assegurar esta estabilidade é que todas as raízes características do polinômio apresentem raízes que sejam, em módulo, menores que a unidade, ou seja, estejam dentro do círculo unitário. Na Figura 19 pode-se observar que o VAR (a) e o VEC (b) satisfazem essa condição, de modo que assegura estabilidade em todas as especificações estimadas, afastando a possibilidade de trajetórias explosivas.

<sup>32</sup> O número de vetores cointegrantes é maior do que zero e menor do que o número de variáveis.



**Figura 19** – Teste de estabilidade dos modelos VAR (a) e VEC (b).

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Além disso, com o objetivo de identificar o ordenamento das variáveis no modelo, procedeu-se a análise de causalidade multivariada sob a estimação do VEC, com a hipótese nula de que a variável explícita na linha causa, no referido sentido, a variável explícita na coluna, com 5% de significância (Tabela 15).

**Tabela 15** – Teste de causalidade à Granger aplicado ao VEC.

Variáveis	$\Delta LPC$	$\Delta LPP$	$\Delta LTX$
$\Delta LPC$	-	<b>0,0016</b>	<b>0,0222</b>
$\Delta LPP$	0,9612	-	0,0766
$\Delta LTX$	0,3844	<b>0,0309</b>	-

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Nota: Os valores menores que 5% indicam rejeição da hipótese nula de que não há causalidade à Granger.

A base do conceito de causalidade à Granger é a de que uma variável causa a outra se os seus valores passados permitem melhorar as previsões da outra variável. Nesse sentido, os resultados do teste de causalidade, *coeteris paribus*, sugerem as seguintes relações causais: a) os preços das *commodities* causam, no sentido à

Granger, os preços do Petróleo; b) os preços das *commodities* causam, no sentido à Granger, a taxa de câmbio real efetiva e; c) a taxa de câmbio real efetiva causa, no sentido à Granger, os preços do petróleo. Tais resultados apontam relações causais no sentido inverso à hipótese deste estudo.

Não obstante, o VEC foi estimado levando-se em conta essas duas situações: a) de acordo com a hipótese de estudo explícita na equação de regressão (1); b) de acordo com a sugestão do teste de causalidade à Granger, visando, assim, captar a dinâmica de curto e de longo prazo das variáveis.

Na Tabela 16 é possível observar as estimativas dos coeficientes de curto e longo prazos do modelo VEC. Os resultados apresentados referem-se à equação de cointegração normalizada. De acordo com Enders (2004), dada a normalização no vetor de cointegração, as estimativas dos coeficientes devem ser analisadas com o sinal invertido, pois na equação de cointegração todas as variáveis permanecem do mesmo lado da equação.

Primeiramente, o modelo (I) foi estimado considerando a variável preço das *commodities* como endógena e os preços do petróleo e a taxa de câmbio real efetiva como exógenas, em consonância com a hipótese deste estudo. Em seguida, o modelo (II) foi estimado considerando o preço do petróleo como variável de saída do modelo (endógena), enquanto o preço das *commodities* e taxa de câmbio real efetiva foram consideradas variáveis exógenas, como sugerido pelo teste de causalidade à Granger.

**Tabela 16** – Estimativas dos modelos vetorial de correção de erro (VEC) para os preços de *commodities*, petróleo e taxa de câmbio real efetiva, 2002-2012.

Vetor de integração conforme indicação da hipótese de estudo – Modelo (I)			
Variáveis	$\Delta LPC_{t-1}$	$\Delta LPP_{t-1}$	$\Delta LTX_{t-1}$
Coefficientes	1,000000	-0,582015	-0,441208
Desvio padrão		(0,06963)	(0,15266)
[t-Student]	-	[8,35914]	[-2,89017]

Vetor de integração conforme indicação do teste causalidade à Granger - Modelo (II)			
Variáveis	$\Delta LPP_{t-1}$	$\Delta LPC_{t-1}$	$\Delta LTX_{t-1}$
Coefficientes	1,000000	-1,718170	0,758071
Desvio padrão		(0,28289)	(0,25488)
[t-Student]	-	[-6,07364]	[ 2,97893]

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

As estimativas de longo prazo para os preços de petróleo e taxa de câmbio real efetiva, de acordo com a hipótese de estudo, evidenciaram que a cada 1% de variação nos preços do petróleo os preços das *commodities* variam 0,58%, ou seja, um aumento de 1% nos preços do petróleo provoca um aumento menos que proporcional nos preços das *commodities*. Convém relembrar que resultado similar foi encontrado por Margarido *et al.* (2014), que constataram no longo prazo que as variações nos preços do petróleo foram transferidas menos que proporcionalmente para os preços da soja. Em termos econômicos, esse resultado faz sentido, na medida em que o aumento dos preços de petróleo provoca aumento de custos para as demais *commodities*; tal aumento inclui o encarecimento dos transportes, dos fertilizantes, da energia e custos de oportunidade, que por sua vez provocam o aumento nos preços das *commodities*.

Por outro lado, a cada 1% de variação cambial os preços das *commodities* variam 0,44%. Este resultado sugere que, em termos econômicos, em situação de depreciação do Real<sup>33</sup>, por exemplo, face à moeda estrangeira, *coeteris paribus*, há incentivo à redução das importações, na medida em que é necessário mais moeda brasileira para adquirir os produtos que estão valorados em moeda estrangeira; ao mesmo tempo, é de esperar que as exportações sofram um impacto positivo, na medida em que os seus agentes econômicos têm de despende uma menor quantidade de moeda estrangeira para adquirir bens que estejam valorados em Real. Como as *commodities* representam uma parcela significativa das exportações do Brasil, é razoável supor que a depreciação do Real em 1% provoque aumento das exportações de *commodities* (maior demanda), acarretando em torno de 0,4% de elevação nos seus preços.

No que se refere às estimativas dos coeficientes de longo prazo para os preços de *commodities* e taxa de câmbio real efetiva, de acordo com o teste de causalidade à Granger (Modelo II) verifica-se que a magnitude desses coeficientes (1,71%) e (0,75%), respectivamente, são sensivelmente maiores do que os estimados para o modelo (I). Isto significa que o preço do petróleo é mais afetado pelo preço das *commodities* do que o inverso. Uma possível explicação é que aumento dos preços das *commodities* agrícolas estimula um maior investimento e atrai fatores de produção (trabalho e capital) de outros setores para o setor de bens agrícolas, aumentando sua produção. Esta expansão eleva os custos, inclusive de transportes que, por sua vez, utiliza petróleo na sua composição.

---

<sup>33</sup> Levando em consideração que a taxa de câmbio representa o preço em moeda nacional (Real) de uma moeda estrangeira (por exemplo, dólar), pode-se dizer que uma depreciação da moeda nacional face à uma moeda estrangeira, implica um aumento da taxa de câmbio em causa, uma vez que passa a ser necessária uma maior quantidade de moeda nacional para adquirir uma unidade da moeda estrangeira e vice-versa.

É notável que os preços dos insumos, a agricultura mecanizada e os custos dos transportes dependem dos preços do petróleo, de modo que choques nos preços das *commodities* podem ser transmitidos para os preços do petróleo e vice-versa (FAO, 2012; Von Braun *et al.* 2008).

Com o objetivo de avaliar a variação que ocorre no preço das *commodities* (Modelo I) e nos preços do petróleo (Modelo II) quando as outras variáveis também variam, fez-se a análise da decomposição da variância do erro de previsão, conforme apresentada nas Tabelas 17 e 18.

**Tabela 17** – Decomposição da variância - Preços das *commodities* (Modelo I).

Período	Erro-padrão	$\Delta LPC$	$\Delta LPP$	$\Delta LTX$
1	0,030384	100,0000	0,000000	0,000000
2	0,036210	99,32173	0,045488	0,632785
3	0,040486	98,56189	0,045508	1,392605
4	0,045246	98,79935	0,059052	1,141601
5	0,049413	98,80613	0,077471	1,116403
6	0,052944	98,67037	0,109328	1,220299
7	0,056452	98,68540	0,111553	1,203044
8	0,059805	98,69470	0,116344	1,188953
9	0,062880	98,67803	0,123529	1,198440
10	0,065835	98,67151	0,128354	1,200132
11	0,068682	98,67081	0,131871	1,197323
12	0,071404	98,66612	0,135246	1,198636

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

A variância do erro de previsão do Modelo (I) com a variável preço de *commodities* endógena foi, praticamente, totalmente explicada por ela própria (98%), sendo apenas cerca de 2% atribuídos a choques nas variáveis “preços de petróleo” e “taxa de câmbio real efetiva” (Tabela 11), corroborando, assim, com a indicação do teste à Granger que se trata de uma variável exógena.

Por outro lado, a variância do erro de previsão do Modelo (II) com o preço de petróleo endógeno foi fortemente explicada pelos preços das *commodities*. Este resultado corrobora com a constatação de Bini *et al.* (2015) de que há transmissão de preços das *commodities* agrícolas para as *commodities* energéticas.

**Tabela 18** – Decomposição da variância - Preços do Petróleo (Modelo II).

Período	Erro-padrão	$\Delta LPP$	$\Delta LPC$	$\Delta LTX$
1	0,071575	100,0000	0,000000	0,000000
2	0,081260	81,86677	5,295779	12,83745
3	0,097315	64,55487	14,87612	20,56901
4	0,106203	57,48173	23,82626	18,69201
5	0,115144	53,38432	27,77967	18,83601
6	0,121922	51,12692	29,21290	19,66018
7	0,129250	48,66355	31,50488	19,83157
8	0,136258	46,73260	33,34129	19,92611
9	0,142676	45,18046	34,66941	20,15013
10	0,148876	43,89812	35,81506	20,28682
11	0,154843	42,80136	36,82112	20,37752
12	0,160583	41,85886	37,65728	20,48386

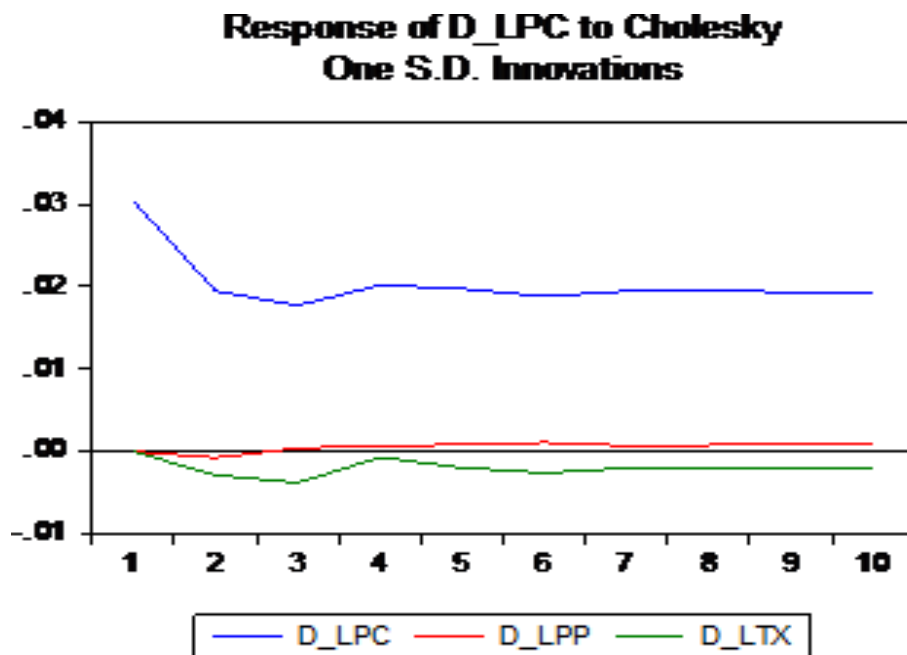
Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.



Conforme pode se observar na Tabela 18, a decomposição demonstra que, no primeiro momento, a variância foi quase totalmente explicada pelos seus próprios preços. No entanto, à medida que os meses passam, a sua importância relativa decresce e a importância dos preços de *commodities* para explicá-la se eleva. Após um ano (12 meses à frente), os preços de *commodities* representavam praticamente o mesmo poder explanatório que os próprios preços do petróleo na explicação da variância do erro de previsão, correspondendo em torno de 38% da variância enquanto 42% eram explicados pelo próprio preço do petróleo e 20% pela taxa de câmbio real efetiva.

Outro aspecto importante é dado pela análise da função resposta ao impulso, a qual define o efeito do choque exógeno de uma perturbação inesperada sobre os valores presentes e passados das variáveis endógenas.

Na Figura 20, observa-se que um choque inesperado nos preços do petróleo ou na taxa de câmbio real efetiva não exerce efeito significativo nos preços das *commodities*, conforme visto na decomposição da variância dos erros de previsão do Modelo (I).

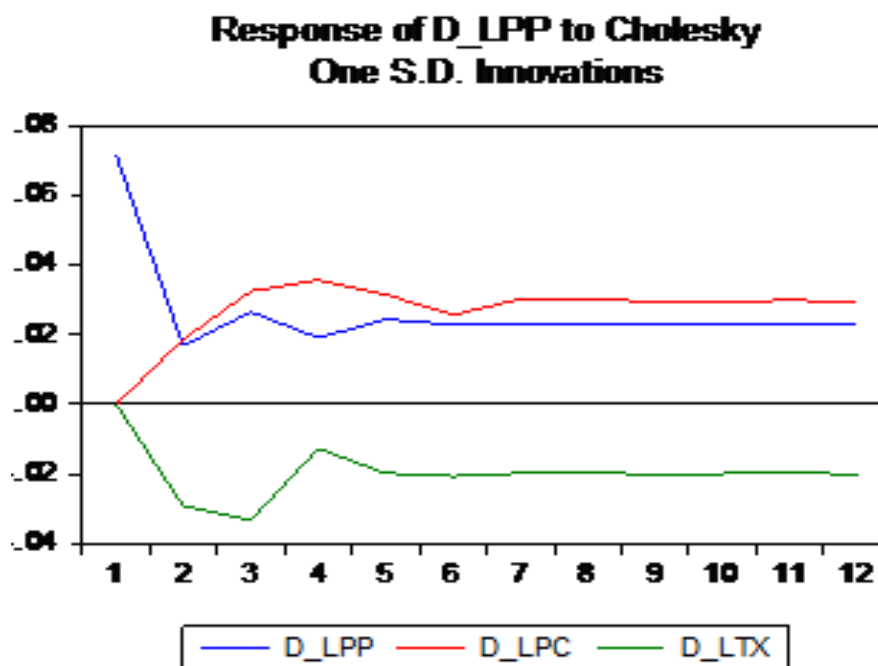


**Figura 20** – Resposta da variável endógena aos choques nos preços do petróleo e taxa de câmbio real efetiva.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Por outro lado, observa-se uma mudança significativa (Figura 21) quando se tratam os preços do petróleo como variável endógena, apresentando efeito negativo no curto prazo (nos dois primeiros meses) e coerência com o vetor de integração indicado no Modelo (II) e na decomposição da variância dos erros de previsão.

De acordo com Nazlioglu (2011), os co-movimentos recentes entre os preços internacionais de *commodities* agrícolas e o preço internacional do petróleo têm despertado a atenção para a transmissão de preços do petróleo para os preços destas *commodities*.



**Figura 21** – Resposta da variável endógena aos choques nos preços de commodities e taxa de câmbio real efetiva.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Portanto, dada a maior inserção da economia brasileira no comércio internacional, especialmente após a mudança radical na política cambial no final dos anos 1990, e o consequente aumento do mercado de *commodities* a partir de 2002 (BLACK, 2013), é de se esperar que variações cambiais e de preços internacionais das *commodities* sejam transmitidas para os preços do petróleo, que é diretamente influenciado por estas variáveis por se tratar de uma *commodity* com cotação e interesse internacional, dando robustez aos resultados evidenciados pelo Modelo (II).

#### 5.1.4 Considerações gerais

Esta seção teve por objetivo analisar os efeitos das variações da taxa de câmbio e dos preços de petróleo sobre os preços das *commodities* brasileiras. Para identificar os efeitos da relação entre essas variáveis, foram utilizados procedimentos econométricos de séries temporais, tais como: os testes de raiz unitária, teste de cointegração de Johansen, causalidade à Granger, o Modelo Vetorial com Correção de Erros (VEC), a decomposição dos erros de previsão da variância e função de resposta ao impulso.

Os resultados dos testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado e Phillips-Perron demonstraram que todas as séries de preços das *commodities* e do petróleo, bem como a série das taxas de câmbio real efetiva, são integradas de ordem 1, ou seja  $I(1)$ . O teste de cointegração de Johansen confirmou a existência de relação de longo prazo entre essas variáveis.

O teste de causalidade à Granger indicou as relações causais no sentido inverso à hipótese de estudo, por isso estimou-se o VEC considerando as duas situações: a) a hipótese de que os preços de petróleo e a taxa de câmbio real efetiva causam os preços das *commodities* e; b) a indicação do teste de causalidade à Granger de que os preços das *commodities* e a taxa de câmbio real efetiva causam os preços do petróleo.

Os resultados das estimativas do modelo VEC foram significativos e apresentaram coerência econômica nas duas situações examinadas. A primeira situação, de acordo com a hipótese de estudo, em termos econômicos, respalda-se no fato de que o aumento dos preços de petróleo provoca aumento de custos para as demais *commodities*; tal aumento inclui o encarecimento dos transportes, dos fertilizantes, da energia e custos de oportunidade, que por sua vez causam o aumento

nos preços das *commodities*. Por outro lado, a taxa de câmbio influencia diretamente, pois as *commodities* são cotadas internacionalmente.

No entanto, a segunda situação indicada pelo teste de causalidade à Granger, também apresenta coerência econômica, uma vez que a influência significativa dos preços das *commodities* brasileiras nos preços do petróleo pode ser atribuída, entre outras razões, ao aumento da demanda por *commodities*, gerado, sobretudo, pelo “Efeito China” e maior demanda por biocombustíveis, repercutindo diretamente no aumento da demanda por petróleo e, em consequência, nos seus preços. Os resultados advindos da sugestão do teste de causalidade à Granger foram mais robustos e alinhados com os resultados constatados na decomposição da variância dos erros de previsão e da função resposta ao impulso.

Conclui-se que o mercado brasileiro está totalmente suscetível aos efeitos das oscilações internacionais dos preços das *commodities*, do petróleo e das variações cambiais e, portanto, estudos que abordem esse tema são relevantes porque, em última instância, demonstram o grau da competitividade brasileira no mercado internacional.

## **5.2 Relação entre os preços do milho, petróleo e taxa de câmbio**

### **5.2.1. Introdução**

Olhando para as tendências que impulsionam o comércio internacional, a relevância das *commodities* é alta e, nos anos 2000, aumentou substancialmente em várias dimensões. Borenzstein e Reinhart (1994) enfatizaram que, para muitos países, especialmente os países em desenvolvimento, os preços das *commodities* e suas flutuações cíclicas têm uma influência direta sobre o desempenho macroeconômico na medida em que afeta a produção, a renda, o balanço de pagamentos e o orçamento do governo, enquanto nos países desenvolvidos seus efeitos são mais indiretos, interferindo no ritmo do ciclo econômico, principalmente pelas taxas de inflação. De acordo com Black (2013), o preço internacional das *commodities* apresentou apreciação significativa durante os anos de 2003 a 2011, em preços nominais e reais, com consequências positivas nos termos de troca para a maioria dos países exportadores. Além disso, a força deste *boom* relativamente longo também contribuiu para uma mudança de política nas perspectivas dos países em desenvolvimento, particularmente aqueles intensivos em recursos naturais (ERTEN e OCAMPO, 2013), com a abertura de novas oportunidades. No entanto, com o retorno aos preços mais baixos das *commodities*, uma tendência bastante clara desde 2014, a situação de muitos desses países exportadores voltou a ser problemática. De qualquer forma, foi uma experiência principalmente positiva para os países em desenvolvimento, pois até agora mostrou existir um potencial que, se bem gerenciado, pode melhorar de forma duradoura seu desempenho econômico. Nesta perspectiva, o caso do Brasil é interessante para a pesquisa como um importante exportador mundial de *commodities*.

Apesar do forte aumento do preço mundial das *commodities* no período mencionado acima, de acordo com MAPA (2011) uma parcela significativa da receita dos exportadores foi esgotada pela sobrevalorização da moeda brasileira no mesmo período. De fato, a relação entre os preços das *commodities* e a taxa de câmbio estimulou vários estudos, especialmente focados em como esses preços afetam as taxas de câmbio reais na economia dos países fortemente influenciados pelo desempenho das *commodities* que exportam (CASHIN *et al.*, 2004), como acontece no fenômeno conhecido como Doença Holandesa. Isso significa que um preço de *commodities* mais elevado, que é basicamente determinado em nível mundial, pode ser transferido, em maior ou menor grau, para o resto da economia doméstica pelas mudanças nas taxas de câmbio reais.

Neste contexto, e de acordo com Galvão *et al.* (2014), há motivos para acreditar que outro dos principais contribuintes para o aumento do preço das *commodities* agrícolas é o aumento dos preços do petróleo, uma vez que é usado como insumo na produção, tanto diretamente pelo aumento dos custos de transporte quanto indiretamente por aumento dos preços dos insumos, como fertilizantes e pesticidas, que utilizam petróleo e seus derivados na sua composição. Além disso, outro fator importante diz respeito à substituição do petróleo por fontes de energia "mais limpas". Isso resultou no aumento da demanda por biocombustíveis, elevando os preços do milho, soja e outros grãos (HAMPSHIRE, 2008). Tudo isso é importante no Brasil não só no curto prazo, mas também pelo fato de que, segundo estimativas fornecidas pela CONAB (2016), a produção de milho tem condições de aumentar substancialmente na próxima década, passando de 76,2 milhões de toneladas em 2015/16 para 94,7 milhões de toneladas em 2025/26, embora seu limite superior possa chegar a 140,1 milhões de toneladas. Em suma, o Brasil é caracterizado como um produtor muito importante

desta *commodity* com um grande potencial para crescer, o que provavelmente terá um impacto no futuro que não pode ser negligenciado.

Tendo em conta todo este contexto, um dos objetivos desta investigação foi contribuir para a discussão sobre o preço das *commodities* em sua relação com a taxa de câmbio. Em particular, propôs-se analisar a relação entre os preços do milho, os preços do petróleo e a taxa de câmbio real. Além disso, deste ponto de vista, o caso brasileiro é interessante para ser estudado, já que atualmente é um grande produtor e exportador de ambas *commodities* e tem basicamente um regime de taxa de câmbio flutuante desde 1999, após décadas de inflação elevada, desvalorização e período mais curto de taxa de câmbio relativamente fixo (1994-1998), o último logo após a implementação do Plano Real. Assim, o período considerado neste estudo será 2000 a 2015.

### **5.2.2. Modelo Teórico**

Após a apresentação das principais questões relacionadas às *commodities*, é necessário descrever a terceira variável do modelo: a taxa de câmbio, que é o custo de uma unidade de moeda nacional em termos de unidades de moeda estrangeira ou, inversamente, o custo de uma unidade estrangeira em termos de unidades monetárias nacionais. Ao estudar a evolução das taxas de câmbio, Vasconcelos (2011) enfatiza a discussão em termos de índices. Os índices são importantes porque permitem uma percepção mais imediata da evolução, mas também permitem comparações entre moedas, isto é, comparando a moeda de um país com as moedas de outros países com base em uma média ponderada de índices. Em geral, essa comparação é realizada através de uma média geométrica ponderada de índices de taxas de câmbio bilaterais denominados índice de câmbio efetivo, onde os pesos refletem a importância relativa no comércio de cada parceiro. Assim, de acordo com Silva e Carvalho



(1995), o preço de uma mercadoria, em moeda nacional ( $q$ ), corresponde ao produto entre o preço em moeda estrangeira ( $q^*$ ) e a taxa de câmbio nominal ( $E$ ). A relação pode ser expressa por:

$$q = E \cdot q^* \quad (9)$$

Usando logaritmos e diferenciando a expressão (9), tem-se que:

$$\frac{1}{q} dq = \frac{1}{q^*} dq^* + \frac{1}{E} dE \quad (10)$$

Ou,

$$\frac{\Delta q}{q} = \frac{\Delta q^*}{q^*} + \frac{\Delta E}{E} \quad (11)$$

Sendo  $\frac{\Delta q}{q}$ , o efeito do preço em moeda nacional;  $\frac{\Delta q^*}{q^*}$  o efeito do preço em moeda estrangeira e  $\frac{\Delta E}{E}$  o efeito cambial. Assim, as mudanças nos preços de qualquer produto, em moeda nacional, podem ser explicadas pelas mudanças em seu preço internacional e pelas mudanças nas taxas de câmbio.

No contexto deste estudo, foi utilizada a taxa de câmbio efetiva real, que combina os efeitos da apreciação/depreciação das moedas com os diferenciais de inflação nos países comparados. Isso significa que se a inflação doméstica for menor do que a de outro país, diz-se que existe uma valorização real da moeda do primeiro país equivalente à que ocorreria se houvesse uma valorização nominal da moeda com estabilidade de preços entre estes países.

### 5.2.3. Hipóteses de Pesquisa

As hipóteses formuladas nesta seção são provenientes de alguns resultados apresentados na revisão da literatura, particularmente aqueles encontrados por Bini *et al.* (2015), Margarido *et al.* (2010; 2014) e Brandão e Alves (2013). Com base no conjunto de evidências expostas por esses autores, empiricamente pretendeu-se verificar se o mesmo comportamento ocorre nas relações entre os preços do milho, os preços do petróleo e as taxas de câmbio. A principal hipótese é que os preços do petróleo e da taxa de câmbio são relevantes para explicar, no sentido de causalidade, o comportamento dos preços do milho. Da hipótese principal, duas outras hipóteses subjacentes são formuladas da seguinte forma:

Hipótese 1 (H1): a variação nos preços do milho e do petróleo está correlacionada positivamente com as mudanças na taxa de câmbio, e não o contrário, ou seja, há evidência de *commodity currencies*<sup>34</sup>.

Hipótese 2 (H2): a sensibilidade dos preços do milho é maior às mudanças nos preços do petróleo do que à variação da taxa de câmbio.

---

<sup>34</sup> “*Commodity Currencies*” refere-se à influência dos preços das *commodities* sobre a taxa de câmbio real dos países exportadores de *commodities*. Enquanto “*Currency Commodities*” diz respeito a influência da taxa de câmbio real sobre os preços das *commodities*, ou seja, quando os valores das moedas de determinados países exportadores de *commodities* influenciam os preços internacionais destas *commodities*

#### 5.2.4 Dados e modelo estimado

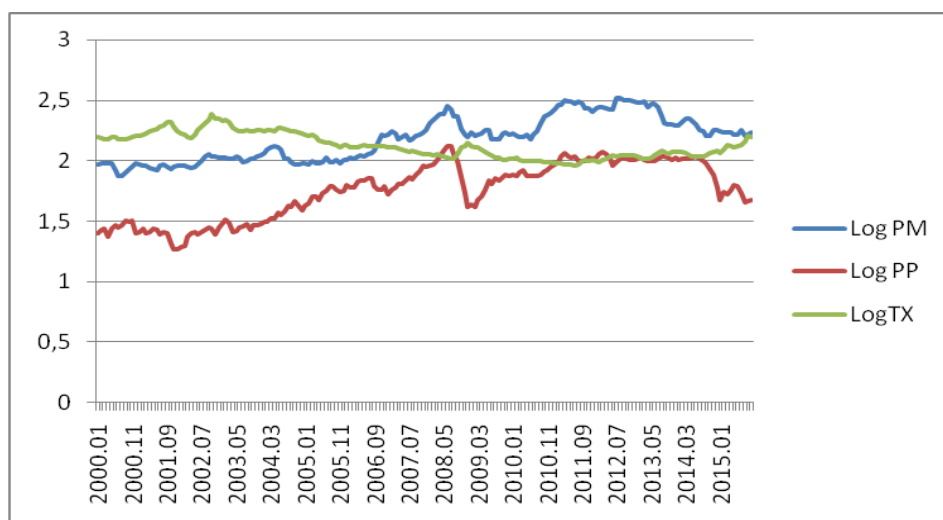
Os dados referem-se à série mensal de preços internacionais de *commodities* para o milho, o petróleo e a taxa de câmbio real. Essas séries foram obtidas do Instituto Brasileiro de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA, 2016), e 194 observações foram analisadas de janeiro de 2000 a fevereiro de 2016.

A escolha do período de estudo a partir do ano 2000 baseou-se em: i) o início do movimento de forte valorização de *commodities* em termos de magnitude, escopo e duração (UNCTAD, 2011) e; ii) porque a taxa de câmbio semi-fixa no Brasil antes de 1999, quando a taxa de câmbio nominal era controlada pelo Banco Central (bandas cambiais), sendo que para os fins deste estudo, os resultados de um período anterior a 1999 seriam inexpressivos.

Seguindo o caso geral explicado acima, o índice de taxa de câmbio efetivo real utilizado no estudo refere-se, de acordo com IPEADATA (2016), à média aritmética ponderada das taxas de câmbio reais bilaterais do país em relação a 24 parceiros comerciais. Além disso, a taxa de câmbio real é definida pelo quociente entre a taxa de câmbio nominal (em R\$/unidade de moeda estrangeira) e a relação entre o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC/IBGE) e o Índice de Preços ao Consumidor (IPC) do outro país.

É importante mencionar que as séries foram transformadas em bases logarítmicas, de modo que as relações entre as variáveis expressas nos valores dos coeficientes estimados podem ser interpretadas diretamente como elasticidades (BARROS, 1990).

A Figura 22 mostra a trajetória das três variáveis estudadas no período de tempo em análise. A década de 2000, com destaque em 2002, tem sido caracterizada pelo aumento dos preços internacionais das *commodities*, pela alta participação dos produtos agrícolas nas exportações e por uma taxa de câmbio real mais apreciada na economia brasileira (VERÍSSIMO *et al.*, 2012). Além disso, o comportamento muito semelhante entre os preços do petróleo e do milho não pode ser ignorado. Esse comportamento foi estudado por Saghaian (2010), que identificou uma forte correlação entre os preços do petróleo e os preços das *commodities* agrícolas.



**Figura 22** – Logaritmos da taxa de câmbio real e dos preços do petróleo e milho janeiro/2000 a outubro/2015.

Fonte: IPEADATA (2016)

A seguinte regressão foi estimada com base em Castro e Cavalcanti (1998):

$$LCM = \alpha_0 + \beta_1 LOP + \beta_2 LRE + \vartheta \quad (12)$$

Sendo,

LCM = logaritmo dos preços do milho;

LOP = logaritmo dos preços do petróleo;

LRE = logaritmo da taxa de câmbio real,

$\alpha$ ,  $\beta_1$  e  $\beta_2$  parâmetros e  $\vartheta$  o residual a ser estimado.

Os procedimentos estatísticos foram realizados usando o software Eviews (v. 8.0).

### 5.2.6 Análise dos Resultados

A análise começou com a identificação da ordem de integração da série logarítmica de milho, petróleo e câmbio. Para fazer isso, realizou-se os testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips Perron (PP), com intercepto e tendência para todas as séries em nível e diferença. A Tabela 19 mostra os resultados.

**Tabela 19** – Resultados do teste ADF e Phillips Perron dos preços do milho, petróleo e taxa de câmbio, em nível, de 2000 a 2016.

Séries	ADF		PP	
	Nível	1ª diferença	Nível	1ª diferença
Taxa de câmbio	1.480809 (0.8330)	9.459685 (0.0000)	1.126197 (0.9210)	9.454849 (0.0000)
Preço do milho	-1.97950 (0.9210)	10.58115 (0.0000)	1.903535 (0.6488)	10.66900 (0.0000)
Preço do Petróleo	-1.61233 (0.7847)	10.32335 (0.0000)	1.346392 (0.8731)	10.33753 (0.0000)

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos resultados da pesquisa.

Nota: Incluíram-se os termos “constante” e “tendência”. Os valores críticos a 1%, 5% e 10% são -4.007, -3.433, -3.140, respectivamente.

Os resultados dos testes ADF e Phillips Perron não apoiaram a hipótese de estacionaridade e indicaram que todas as variáveis não são estacionárias em nível e são estacionárias na primeira diferença. Assim, é possível afirmar que os logaritmos de milho, petróleo e taxa de câmbio se comportam como processos integrados de primeira ordem  $I(1)$ .

Encontra-se, nos parênteses, o p-valor correspondente. No entanto, ainda é prematuro declarar, inequivocamente, que as séries estão relacionadas a longo prazo. Assim, para investigar a questão, utilizou-se o método Johansen, o que nos permite

provar se, de fato, existe uma relação de longo prazo entre elas. Também deve ser observado que, como nos testes de raiz unitária, teve-se na identificação da ordem de defasagem ideal que será usada nos procedimentos a seguir.

**Tabela 20** – Escolha da defasagem ótima para o modelo VAR da relação entre os preços do milho, os preços do petróleo e a taxa de câmbio real.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	797.2813	NA	3.57e-08	-8.633493	-8.581075	-8,612247
1	830.6343	65.25589*	2.74 e-08*	-8.898199*	-8.688530*	-8.813218*
2	832.6167	3.813791	2.96 e-08	-8.821920	-8.454998	-8.673202
3	835.6455	5.7283394	3.16 e-08	-8.757016	-8.232842	-8.544562
4	848.5582	9.027222	3.31 e-08	-8.711981	-8.030554	-8.435790
5	848.5582	14.71092	3.34 e-08	-8.701719	-7.863041	-8.361792

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos resultados da pesquisa.

Para identificar a defasagem ótima, o modelo VAR foi estimado usando os critérios de informação. Conforme mostrado na Tabela 20, verifica-se que apenas 1 lag é, de fato, o mais apropriado, uma vez que o melhor lag foi escolhido e o modelo estimado. A co-integração de Johansen foi analisada para detectar as relações de existência a longo prazo entre as variáveis, como mostrado nas Tabelas 21 e 22.

**Tabela 21** – Teste de Cointegração de Johansen: estatística do traço para a relação entre os preços do milho, os preços do petróleo e a taxa de câmbio real.

H <sub>0</sub>	H <sub>1</sub>	Autovalor	Estatística de teste	Valor crítico 5 (%)	Valor -p
$r = 0$	$r > 0$	0.347433	179.1144	29.79707	0.0001
$r \leq 1$	$r > 1$	0.2664832	99.29495	15.49471	0.0001
$r \leq 2$	$R > 2$	0.200152	41.76333	3.841466	0.0000

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos resultados da pesquisa.

\*Nota: incluíram-se dados das séries com tendência linear determinística e equações de cointegração com constante e sem tendência.

Os resultados mostraram que não existe uma relação de longo prazo entre as variáveis, ou seja, as séries não são cointegradas. Este resultado corrobora Margarido *et al.* (2010) e Cashim *et al.* (2004), que também não verificaram a relação de longo prazo entre a taxa de câmbio real e os preços das *commodities*.

**Tabela 22** – Teste de Cointegração de Johansen: estatística do Máximo Autovalor para a relação entre os preços do milho, os preços do petróleo e taxa de câmbio real.

H <sub>0</sub>	H <sub>1</sub>	Autovalor	Estatística de teste	Valor crítico 5 (%)	Valor -p
r = 0	r = 1	0.347564	79.85684	25.88321	0.0000
r = 1	r = 2	0.265036	57.58358	19.38704	0.0000
r = 2	r = 3	0.203596	42.57040	12.51798	0.0000

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos resultados da pesquisa.

\*Nota: incluíram-se dados das séries com tendência linear determinística e equações de cointegração com constante e sem tendência.

A base do conceito de teste de causalidade de Granger é que uma variável causa a outra se seus valores passados permitem melhorar as previsões da outra variável. Nesse sentido, os resultados do teste de causalidade, *coeteris paribus*, apresentam poucas evidências de causalidade entre as variáveis analisadas (Tabela 23).

**Tabela 23** – Teste de causalidade à Granger para a relação entre os preços do milho, os preços do petróleo e a taxa de câmbio real.

Variáveis	$\Delta LPM$	$\Delta LPP$	$\Delta LTXR$
$\Delta LPM$	-	0.0602	0,5436
$\Delta LPP$	0.1449	-	0,5217
$\Delta LTXR$	0.3545	0.0005	-

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos resultados da pesquisa.

\*Nota: Os valores menores que 5% indicam rejeição da hipótese nula de que não há causalidade à Granger.

O efeito da taxa de câmbio e dos preços do petróleo no preço do milho é indireto. Não há causalidade de Granger entre as variáveis, evidência que permite a



rejeição da principal hipótese da pesquisa, que as variáveis dos preços do petróleo e da taxa de câmbio são relevantes para explicar no sentido de causalidade o comportamento dos preços do milho.

Todavia, os resultados também evidenciam a rejeição da Hipótese 1 deste estudo, na qual a variação dos preços do milho e do petróleo está positivamente correlacionada às mudanças nas taxas de câmbio, e não o inverso. Em outras palavras, não há evidência de *commodity currencies*, embora existisse apenas uma relação de causalidade de Granger entre a taxa de câmbio real e o preço do petróleo. Em relação à Hipótese 2, os resultados sugerem que o preço do petróleo é mais sensível ao preço do milho do que a variação da taxa de câmbio, não se observando nenhuma causalidade de Granger entre o preço do milho e o preço do petróleo. De acordo com Bini *et al.* (2015), o aumento dos preços do petróleo estimula o desenvolvimento de fontes alternativas de energia, especialmente biocombustíveis, e, como consequência, a demanda por produtos agrícolas como a cana-de-açúcar, a soja e o milho, induzirá o aumento de seus preços. Rosegrant (2008) corrobora que, no caso do milho, cerca de 39% do aumento de preços resultam do aumento da demanda por biocombustíveis.

Um outro aspecto relevante que convém mencionar é que o aumento dos preços do petróleo influencia os preços das *commodities* agrícolas devido à utilização das áreas agrícolas destinadas à produção de fontes alternativas de energia, como a cana de açúcar no Brasil e o milho nos Estados Unidos. Nesse sentido, Taheripour e Tyner (2009) corroboram afirmando que no mercado americano, desde 2006, o preço do etanol apresenta uma correlação com o preço do petróleo e do milho, que não era significativa historicamente, enquanto Oliveira (2008) destaca que a produção de etanol nos Estados Unidos, além de promover a elevação dos preços do milho, também influenciou nos preços de outras *commodities* agrícolas, provocando elevação

nos preços do arroz, soja e trigo, na medida em que os produtores foram estimulados a produzir mais milho.

Embora alguns estudos desenvolvidos até 2010 constatarem correlação entre os preços do milho e do petróleo (TAHERIPOUR e TYNER, 2008; HARRI e DARREN, 2009; DU *et al.*, 2009; SAGHAIAN, 2010), não foi observada a relação de causalidade entre os preços do petróleo e milho neste estudo, para o período 2000 a 2016, apesar dos coeficientes de causalidade encontrados (0,06) ficarem muito próximos do esperado ( $> 0,05$ ).

Assim, o que este estudo sugere não é que os preços do petróleo e da taxa de câmbio não importam em explicar os preços do milho, mas sim que o efeito dessas variáveis ocorre indiretamente e na direção intuitiva.

### **5.2.7 Considerações gerais**

Uma análise econométrica da relação entre os preços do petróleo, do milho e as taxas de câmbio foi desenvolvida neste estudo. Para isso, o modelo VAR foi estimado e os testes de raiz unitária, co-integração de Johansen e causalidade à Granger foram aplicados. Os resultados dos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller aumentados e Phillips-Perron mostraram que as séries de preços do milho e do petróleo, bem como a série de taxas de câmbio, estão integradas de primeira ordem. O teste de co-integração de Johansen não confirmou a existência de uma relação de longo prazo entre essas variáveis.

Em geral, a literatura empírica tem apresentado algumas evidências de *commodity currencies*, isto é, de que os preços internacionais de *commodities* agrícolas representam um elemento importante para determinação da taxa real de câmbio no

longo prazo, como observado por Caldarelli e Camara (2013). Por outro lado, outros estudos como Margarido *et al.* (2010) e Cashim *et al.* (2004), em linha com os resultados obtidos neste estudo, não observaram relacionamento de longo prazo entre estas variáveis. O teste de causalidade de Granger apenas indicou que a taxa de câmbio causa o preço do petróleo. A fraca evidência de causalidade entre as variáveis do estudo foi surpreendente, devido à estreita relação entre as variáveis milho e petróleo. No entanto, o fato de que os preços destas *commodities* não causam a taxa de câmbio pode indicar a ausência de evidência do fenômeno *commodity currencies* relacionadas a essas variáveis para o caso do Brasil. Por outro lado, pode indicar que a taxa de câmbio real é mais sensível aos "preços" das moedas em vez de aos preços dessas *commodities*.

Portanto, o que este estudo permite concluir não é que a taxa de câmbio e os preços do petróleo não importam em explicar os preços do milho, mas que o efeito dessas variáveis ocorre indiretamente e na direção intuitiva. Como sugestões para investigações futuras, uma pesquisa sobre a relação dos preços do petróleo, biocombustíveis, taxas de câmbio e *commodities* agrícolas seria um caminho natural. Outras variáveis macroeconômicas também podem ser introduzidas para buscar evidências adicionais sobre a relação entre os preços das *commodities* agrícolas e os preços do petróleo. Como observado no início, devido ao papel fundamental desempenhado pelo preço das *commodities* em muitos países em desenvolvimento, o aprofundamento do conhecimento sobre essas relações teria um grande alcance.

## 5.3 Preços da soja e dinâmica cambial

### 5.3.1 Introdução

Os preços de *commodities* são variáveis de fundamental importância para a economia mundial, não só pelo seu peso no comércio, mas sobretudo pelas profundas implicações que têm nos mais variados setores da economia. Entretanto, existem muitos fatores micro e macroeconômicos que podem influenciar o comportamento desses preços, de forma que não se constitui tarefa trivial analisar os principais elementos capazes de explicar a dinâmica desses preços no mercado internacional. Além das condições de oferta e demanda de *commodities* e da crescente financeirização dos seus preços, a taxa de câmbio exerce relevância, pois resulta em (des)estímulo conforme a conversão das moedas nas transações comerciais, notadamente para países que apresentam indicadores econômicos não muito estáveis, como o Brasil. Adicionalmente, a taxa de câmbio influencia as exportações agrícolas, uma vez que a comercialização de *commodities* se dá com cotações de preços do mercado internacional. Por outro lado, a taxa de câmbio exerce influência também nas importações de matérias primas que são utilizadas na produção de fertilizantes. Portanto, não se pode negar que existe uma importante relação entre preços internacionais de *commodities*, taxa de câmbio, exportações e importações de insumos agrícolas.

De acordo com Deutsche Bank (2011), as Nações Unidas estimam que a população mundial será de 9,5 bilhões de pessoas em 2050, sendo que a Índia e China representarão cerca de 24% desse crescimento. Dando ênfase particular ao consumo de grãos, ressaltam que o aumento da população, por sua vez, levará a um adicional de 1 bilhão de toneladas no consumo de grãos, quer diretamente como alimento, quer

indiretamente como ração para animais. Dessa forma, estima-se que um pouco mais de um terço do crescimento total do consumo de grãos, de agora até 2050, será impulsionado pela demografia. Nesta perspectiva, o comportamento das economias da Índia e China são elementos-chave para a definição da demanda mundial das *commodities* agrícolas, na medida em que influencia as expectativas dos agentes que atuam nesse mercado e, por conseguinte, afetam a dinâmica dos preços no mercado internacional.

Neste contexto, e de acordo com o Relatório Barclays (BARCLAYS, 2015), a China domina o comércio mundial das *commodities* agrícolas, respondendo por 65% das importações mundiais, destacando-se a soja como a maior importação do país, com representatividade de 85% do consumo doméstico. Entre 2014 e 2020, está previsto um crescimento mais lento da demanda interna por soja, ainda assim de 4,3% ao ano, devido o crescimento da demanda por ração animal.

De acordo com Souza *et al.* (2010), devido ao crescimento dos mercados interno e externo da soja e o apoio do governo, o Brasil destaca-se como um dos maiores produtores e exportadores mundiais da soja. Tem-se que cerca de 80% do grão esmagado se torna farelo enquanto os outros 20% são convertidos em óleo, desse modo percebe-se uma relação cada vez mais próxima entre indústria, agricultura e pecuária envolvendo a soja.

Neste âmbito, o presente trabalho parte da hipótese de que os preços domésticos, taxa de câmbio, exportações e importações agrícolas são relevantes para explicar as oscilações ocorridas ao longo do tempo nos preços internacionais da soja. Nesse sentido, tem-se como problema de pesquisa saber como e em que intensidade choques exógenos naquelas variáveis são transmitidos para os preços internacionais da soja, entre 2000 e 2016. Este estudo se centrou especificamente no caso da soja, visto

que por um lado constitui um importante produto de exportação em países da América do Sul (Brasil, Argentina e Paraguai), por outro lado, revela-se como insumo fundamental na produção mundial de alimentos. Assim, por meio de modelos de vetores autorregressivos, buscou-se provar se existe influência significativa das variáveis câmbio, preços domésticos, exportação e importação da agricultura e pecuária sobre os preços desta *commodity*.

### 5.3.2 Dados e modelo estimado

Para todos os modelos estimados ao longo desta seção foram utilizados dados mensais desde janeiro de 2000 até fevereiro de 2016, totalizando 195 observações. A escolha do início da análise a partir de 2000, como já mencionado, se deve a duas razões principais: i) o início do movimento de forte valorização das *commodities*, em termos de magnitude, abrangência e duração (UNCTAD, 2011) e; ii) a mudança do regime cambial e flexibilização da taxa de câmbio, uma vez que, antes de 1999, era adotado no Brasil o regime de câmbio semi-fixo, em que a taxa de câmbio nominal era controlada pelo banco central (bandas cambiais) de modo que, para os objetivos deste estudo, os resultados seriam inexpressivos para um período anterior a 1999.

Para a estimação do modelo foram utilizadas as seguintes variáveis:

i) PIS: o preço internacional da soja em grão. Fonte: Fundo Monetário Internacional (FMI);

ii) PDS: o preço médio da soja recebido pelos agricultores no Estado do Paraná utilizado como *proxy* do preço doméstico da soja. Fonte: Secretaria da Agricultura e do abastecimento do Estado do Paraná/Departamento de Economia Rural (SEAB – PR);

iii) EXP: o índice de exportações do setor agricultura e pecuária. Fonte: Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (FUNCEX);

iv) IMP: o índice de importações do setor agricultura e pecuária. Fonte: Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (FUNCEX);

v) CAMBIO: a taxa de câmbio real/dólar (R\$/US\$) venda, média mensal. Fonte: Banco Central do Brasil / Sistema Gerenciador de Séries Temporais (BCB / SGS)

Todas as séries estão disponíveis no Instituto de Economia Aplicada (IPEADATA, 2016) e foram transformadas em base logarítmica, de forma que as relações entre as variáveis expressas nos valores dos coeficientes estimados podem ser interpretadas diretamente como elasticidades (BARROS, 1990). Para a realização dos procedimentos estatísticos foi utilizado o *software Eviews*, em sua versão 9.0.

Foi estimado, com base em Castro e Cavalcanti (1998), o seguinte modelo de regressão para soja:

$$Lpis = \alpha_0 + \beta_1 Lcambio + \beta_3 Lexp + \beta_2 Limp + \beta_4 Lpds + \vartheta \quad (13)$$

Sendo,

Lpis = logaritmos dos preços internacionais da soja;

Lcambio = logaritmo da taxa de câmbio;

Lexp = logaritmo do índice de exportação da agricultura e pecuária;

Limp = logaritmo do índice de importação da agricultura e pecuária;

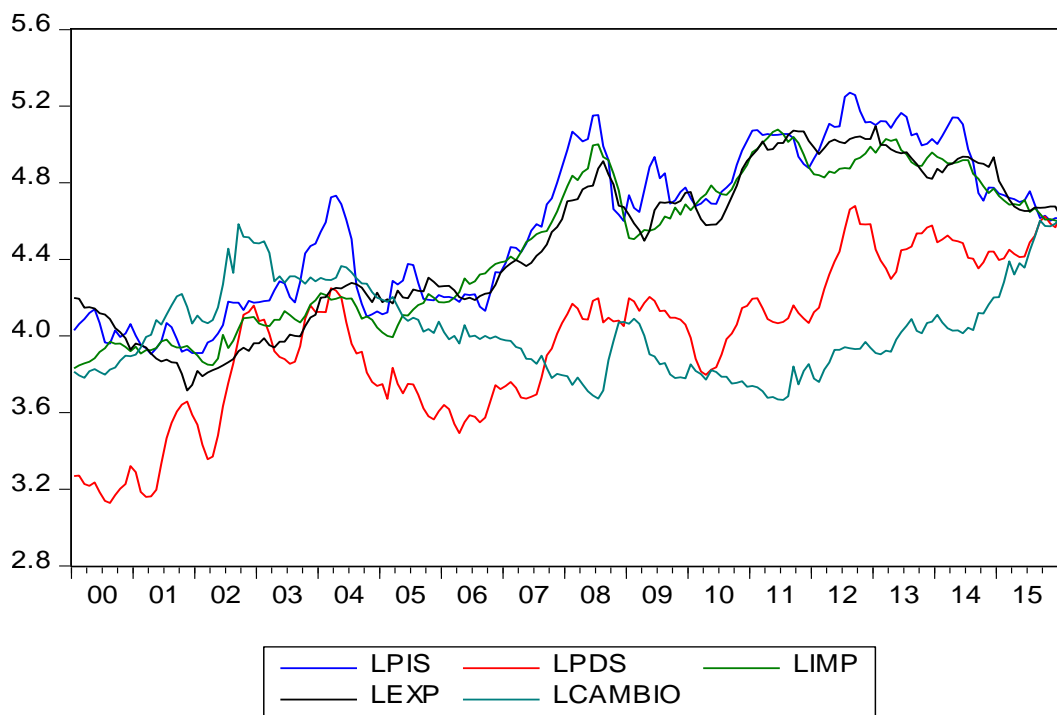
Lpds = logaritmos dos preços médios domésticos da soja;

$\alpha_0$  = intercepto;

$\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$  parâmetros e  $\vartheta$  o resíduo a serem estimados.

### 5.3.4 Análise dos Resultados

As séries logaritimizadas dos preços internacionais e domésticos da soja, taxa de câmbio, exportações e importações agrícolas e pecuária, não apresentaram tendência uniforme ao longo do tempo, como é possível observar na Figura 23, sinalizando que são não estacionárias e podem estar cointegradas durante o período em análise. Para checar essas evidências foram realizados exercícios de robustez que contemplam a avaliação da estacionariedade e cointegração.



**Figura 23** – Comportamento dos preços da *commodity* soja, taxa de câmbio, exportações e importações agrícolas e pecuária, 2000 – 2016.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Foram realizados os tradicionais testes de diagnóstico exigidos para garantir qualidade às estimações como avaliação da estacionariedade, seleção da ordem de defasagem ótima de acordo com os critérios de informação, verificação da presença de vetores de cointegração e análise da condição de estabilidade do VAR/VEC no intuito



de dar mais robustez aos resultados. Para examinar a estacionariedade das séries logaritmizadas das variáveis foram aplicados os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), cujos resultados podem ser observados nas Tabelas 24 a 26.

**Tabela 24** – Teste de Raiz Unitária ADF, em nível e em 1ª diferença, para as variáveis de estudo no período entre 2000 e 2016.

Variáveis	T <sub>C</sub>	V. Crít. (5%)	T <sub>CT</sub>	V. Crít. (5%)	T	V. Crít. (5%)
<b>PIS</b>	1,830061 (0,3651)	-2,876435	-2,351458 (0,4039)	-3,433401	0,248738 (0,7573)	-1,942491
<b>PDS</b>	1,832451 (0,3640)	-2,876435	-3,207481 (0,0860)	-3,433401	0,798315 (0,8842)	-1,942491
<b>EXP</b>	-0,990733 (0,7565)	-2,876435	-1,377297 (0,8647)	-3,433401	0,490594 (0,8204)	-1,942491
<b>IMP</b>	-1,647320 (0,4564)	-2,876515	-1,693818 (0,7505)	-3,433525	0,706302 (0,8670)	1,942499
<b>CAMBIO</b>	-1,222036 (0,6648)	-2,876515	-1,147412 (0,9172)	-3,433525	1,083785 (0,9273)	-1,942482
<b>Δ (PIS)</b>	-9,643546* (0,0000)	-2,876435	-9,651112* (0,0000)	-3,433401	-9,656077* (0,0000)	-1,942491
<b>Δ (EXP)</b>	-10,30699* (0,0000)	-2,876435	-10,29310* (0,0000)	-3,433401	-10,30855* (0,0000)	-1,942491
<b>Δ (IMP)</b>	-6,599352* (0,0000)	-2,876515	-6,675500* (0,0000)	-3,433525	-6,538843* (0,0000)	-1,942499
<b>Δ(CAMBIO)</b>	-7,851729* (0,0000)	-2,876515	-7,86255* (0,0000)	-3,433525	-7,793309* (0,0000)	-1,942499

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Nota 1: Hipótese Nula – A série possui raiz unitária.

Nota 2: As estatísticas T<sub>C</sub>, T<sub>CT</sub>, e T são referentes aos testes com constante, com constante e tendência, e, sem constante e sem tendência. Encontram-se, nos parênteses, o p-valor correspondente.

Nota 3: (Δ) indica à primeira diferença das variáveis e (\*) a rejeição da hipótese nula ao nível 5% de significância.

A partir dos resultados do teste de Raiz Unitária ADF, apresentados na Tabela 24, é possível perceber que não se rejeita a hipótese nula para as variáveis em nível, portanto, as mesmas apresentam raiz unitária. Entretanto, quando o teste é realizado em primeira diferença, todas as variáveis rejeitam a hipótese nula da presença de raiz unitária ao nível de 5% de significância, revelando que a estacionariedade delas está assegurada.

O teste PP possibilita fazer uma correção não paramétrica ao teste ADF, de modo que continua consistente ainda que haja dependência de variáveis defasadas e correlação serial dos resíduos. Conforme mostram os resultados na Tabela 25, todas as séries se tornaram estacionárias em primeira diferença ao nível de 5% de significância.

O teste KPSS também produziu resultados semelhantes aos testes ADF e PP no sentido de que seus resultados, conforme ilustrados na Tabela 26, também não deram suporte à hipótese de estacionariedade e indicaram que todas as variáveis são não estacionárias em nível e são estacionárias em primeira diferença, portanto, pode-se afirmar que são integradas de ordem um, ou seja  $I(1)$ , com exceção da taxa de câmbio para o teste realizado com constante e dos preços domésticos de soja para os testes realizados com constante e tendência.

**Tabela 25** – Teste de Raiz Unitária PP, em nível e em 1ª diferença, para as variáveis de estudo no período entre 2000 e 2016.

Variáveis	T <sub>C</sub>	V. Crít. (5%)	T <sub>CT</sub>	V. Crít. (5%)	T	V. Crít. (5%)
<b>PIS</b>	-1,745493 (0,4068)	-2,876356	-1,993562 (0,6008)	-3,433278	0,350770 (0,7853)	-1,942482
<b>PDS</b>	-1,603378 (0,4789)	-2,876356	-2,814380 (0,1939)	-3,433278	0,980165 (0,9133)	-1,942482
<b>EXP</b>	-1,049643 (0,7351)	-2,876356	-1,636161 (0,7751)	-3,433278	0,445603 (0,8095)	-1,942482
<b>IMP</b>	-1,632558 (0,4640)	-2,876356	-1,205539 (0,9060)	-3,433278	0,874753 (0,8972)	-1,942482
<b>CAMBIO</b>	-1,062136 (0,7304)	-2,876356	-0,935326 (0,9488)	-3,433278	0,930086 (0,9059)	-1,942482
<b>Δ (PIS)</b>	-9,643546* (0,0000)	-2,876435	-9,660561* (0,0000)	-3,433401	-9,656077* (0,0000)	-1,942491
<b>Δ(PDS)</b>	-8,903042* (0,0000)	-2,876435	-8,880721* (0,0000)	-3,433401	-8,859302* (0,0000)	-1,942491
<b>Δ (EXP)</b>	-10,59550* (0,0000)	-2,876435	-10,57895* (0,0000)	-3,433401	-10,60354* (0,0000)	-1,942491
<b>Δ (IMP)</b>	-9,936571* (0,0000)	-2,876435	-10,02525* (0,0000)	-3,433401	-9,875950* (0,0000)	-1,942491
<b>Δ(CAMBIO)</b>	-14,40891* (0,0000)	-2,876435	-14,38238* (0,0000)	-3,433401	-14,37317* (0,0000)	-1,942491

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Nota 1: Hipótese Nula – A série possui raiz unitária. Nota 2: As estatísticas T<sub>C</sub>, T<sub>CT</sub>, e T são referentes aos testes com constante, com constante e tendência, e, sem constante e sem tendência. Encontram-se, nos parênteses, o p-valor correspondente. Nota 3: (Δ) indica à primeira diferença das variáveis e (\*) a rejeição da hipótese nula ao nível 5% de significância.

**Tabela 26** – Teste de Raiz Unitária KPSS, em nível e em 1ª diferença, para as variáveis de estudo no período entre 2000 e 2016.

Variáveis	T <sub>C</sub>	V. Crít. (5%)	T <sub>CT</sub>	V. Crít. (5%)
<b>PIS</b>	1,353550*	0,463000	0,170708	0,146000
<b>PDS</b>	1,315566*	0,463000	0,087157	0,146000
<b>EXP</b>	1,472556*	0,463000	0,198893	0,146000
<b>IMP</b>	1,494915*	0,463000	0,237082	0,146000
<b>CAMBIO</b>	0,279643	0,463000	0,250913	0,146000
<b>Δ (PIS)</b>	0,111528	0,463000	0,054438	0,146000
<b>Δ(PDS)</b>	0,036855	0,463000	0,035583	0,146000
<b>Δ (EXP)</b>	0,167509	0,463000	0,151724	0,146000
<b>Δ (IMP)</b>	0,198924	0,463000	0,074537	0,146000
<b>Δ(CAMBIO)</b>	0,227137	0,463000	0,169736	0,146000

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Nota: Hipótese Nula – A série é estacionária. Nota 2 – (Δ) indica à primeira diferença das variáveis e (\*) a rejeição da hipótese nula ao nível 5% de significância.

Nessa altura do trabalho, foi necessária a seleção da ordem de defasagem ótima de acordo com os critérios de informação. Para tal, conforme resultados apresentados na Tabela 27, foi escolhida a defasagem igual a três. Esta defasagem, de acordo com o teste LM, é suficiente para não indicar correlação entre os resíduos (Tabela 28), além de ter amparo nos três critérios de informação (LR, FPE e AIC).

**Tabela 27** – Seleção da ordem de defasagem ótima para o modelo VAR/VEC.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	1651,877	2307,010	2,42 e-14	-17,16272	-16,64815	-16,95425
2	1726,778	141,0839	1,43 e-14	-17,69077	-16,74741*	-17,30859*
3	1752,946	47,90491*	1,41 e-14*	-17,70313*	-16,33096	-17,14723
4	1766,651	24,36524	1,60 e-14	-17,58361	-15,78264	-16,85399
5	1782,959	28,12619	1,76 e-14	-17,49161	-15,26184	-16,58828

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Nota: (\*) indica a escolha ótima de defasagem de acordo com o critério específico.

**Tabela 28** – Teste LM de autocorrelação dos resíduos.

Lags	Estatística LM	Significância
1	48,33707	0,0034*
2	40,77890	0,0242*
3	22,48979	0,6073
4	21,17874	0,6826
5	32,14430	0,1539

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Nota 1: Hipótese Nula – A série não possui correlação entre os resíduos.

Nota 2: (\*) indica rejeição da hipótese nula ao nível de 5% de significância.

O passo seguinte foi comprovar a cointegração entre as variáveis, uma vez que, em caso de existir, deve tratar o modelo como um VEC e não como um VAR. Para identificar a presença de vetores cointegrantes, foi aplicado o método de cointegração de Johansen (JOHANSEN, 1991) através dos testes do traço ( $\lambda_{traço}$ ) e do máximo autovalor ( $\lambda_{máx}$ ). Os resultados dos testes de cointegração encontram-se na Tabela 29, onde se verifica que ambos os testes rejeitam a hipótese nula de inexistência de vetores cointegrantes ( $r = 0$ ) para o período 2000 a 2016, e sugere a presença de pelo menos um vetor cointegrante ao nível de 5% de significância. Portanto, foi encontrada

evidência estatística de existência de cointegração, de modo que as séries apresentam relação de longo prazo.

**Tabela 29** – Teste de cointegração de Johansen.

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Autovalor	Estatística do Traço	V. Crítico 5%	Estatística MaxAutovalor	V. Crítico 5%
$r = 0$ *	$r > 0$ *	0,207416	85,44757*	69,81889 (0,0017)	44,16684*	33,87687 (0,0021)
$r \leq 1$	$r > 1$	0,095456	41,28073	47,85613 (0,1799)	19,06154	27,58434 (0,4098)
$r \leq 2$	$r > 2$	0,089189	22,21919	29,79707 (0,2865)	17,74973	21,13162 (0,1395)
$r \leq 3$	$r > 3$	0,017745	4,469462	15,49471 (0,8623)	3,401903	14,26460 (0,9164)
$r \leq 4$	$r > 4$	0,005603	1,067559	3,841466 (0,3015)	1,067559	3,841466 (0,3015)

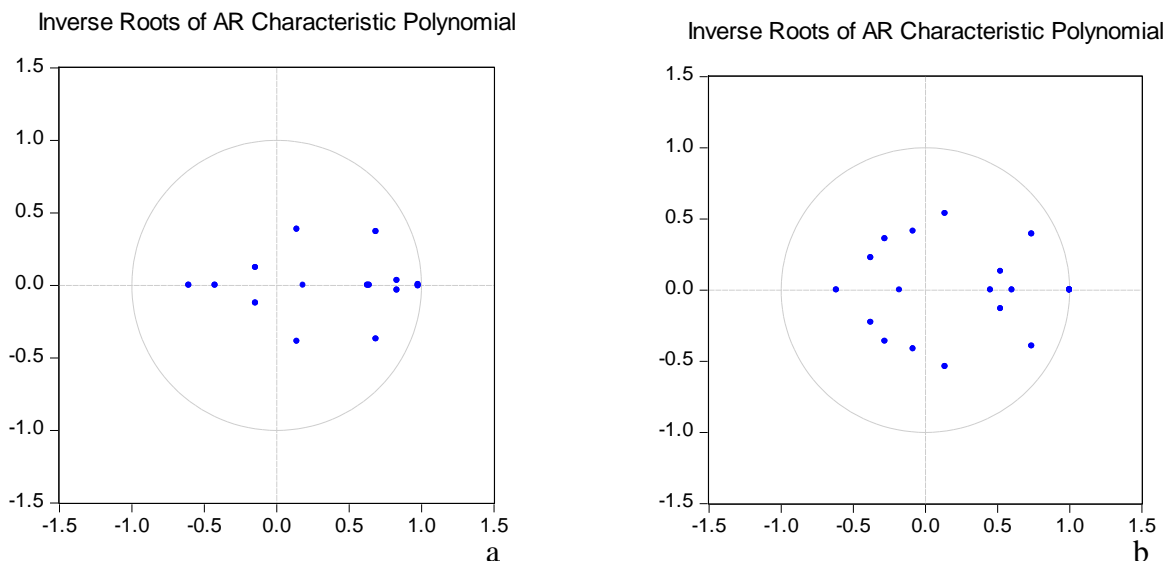
Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Nota 1: (\*) indica a rejeição da hipótese nula ao nível 5% de significância.

Nota 2: Encontram-se, nos parênteses, o p-valor correspondente.

Para trabalhar com o modelo VAR/VEC, uma das condições exigidas para assegurar a estabilidade do modelo é que todas as raízes características do polinômio apresentem raízes que sejam, em módulo, menores que a unidade, ou seja, estejam dentro do círculo unitário.

Na figura 24 pode-se observar que o VAR (a) e o VEC (b) satisfazem a condição do círculo unitário, o que assegura estabilidade em todas as especificações estimadas, afastando a possibilidade de trajetórias explosivas. Uma vez garantidas todas as condições para estimar o VEC, procedeu-se, a seguir, sua estimação e análise para o período entre 2000 e 2016.



**Figura 24** – Teste de Estabilidade do VAR (a) e do VEC (b) para a soja, 2000-2016.  
Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Convém ressaltar que a ordenação das variáveis foi realizada considerando o teste de exogeneidade em bloco de Granger (Block Causality Tests), de acordo com Enders (1995). As variáveis foram ordenadas com base no valor da estatística Qui-Quadrado, com as variáveis mais exógenas (menores valores da estatística) sendo colocadas antes das variáveis mais endógenas. A ordem das variáveis ficou assim definida: Preços internacionais da soja (LPIS), taxa de câmbio (LCAMBIO), importações da agricultura e pecuária (LIMP), Preços domésticos da soja (LPDS) e exportações da agricultura e pecuária (LEXP).

Uma vez determinados as especificações da análise de cointegração, realizou-se a estimação dos modelos VEC. É importante salientar que os resultados obtidos na estimação do modelo VEC referem-se à equação de cointegração normalizada. De acordo com Enders (2004), dada a normalização no vetor de cointegração, as estimativas dos coeficientes devem ser analisadas com o sinal invertido, pois na equação de cointegração todas as variáveis permanecem do mesmo lado da equação.

A Tabela 30 apresenta um resumo referente aos resultados dos coeficientes obtidos para as diversas variáveis analisadas. É possível constatar que o vetor de

cointegração indica uma relação de longo prazo positiva e estatisticamente significativa entre os preços internacionais da soja e a taxa de câmbio com coeficiente estimado em 0,994151. Os preços domésticos da soja também apresentaram uma relação de longo prazo com os preços internacionais da soja, como esperado. As exportações e importações agrícolas não apresentaram uma relação de longo prazo com os preços internacionais da soja efetivamente significativa.

**Tabela 30** – Estimativas de longo prazo do modelo vetorial de correção de erro (VEC).

Vetor de cointegração (irrestrito) normalizado de longo prazo				
LPIS	LCAMBIO	LIMP	LPDS	LEXP
1,0000	0,994151	0,167674	-1,007583	-113019
	(0,12485)	(0,11495)	(0,09938)	(0,11238)
	[7,96301]	[1,45864]	[-10,1390]	[-1,00569]

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Nota: Encontram-se, nos parênteses, os valores do desvio padrão e, nos colchetes, a estatística *t-Student*.

A análise da dinâmica dos preços internacionais da soja indica que um aumento destes preços gera um aumento nas receitas de exportação. Em resposta, há um aumento da oferta doméstica de moeda estrangeira, que se permanecer constante a demanda, deverá apreciar a taxa de câmbio real. Dada a relevância da soja, em nível mundial, a elasticidade câmbio estimada indicou que, *coeteris paribus*, um aumento (ou desvalorização) de 1% na taxa de câmbio induz a uma redução de 0.99% nos preços internacionais da soja.

Os resultados demonstraram que grande parte das variações dos preços internacionais da soja pode ser atribuída aos choques nos seus preços domésticos no longo prazo, ou seja, isso quer dizer que o aumento de 1% no preço doméstico da soja



induz a um aumento na mesma proporção nos preços internacionais da *commodity*, sendo que outros fatores como importações e exportações de insumos agrícolas tiveram um papel secundário na explicação dos movimentos dos preços internacionais da soja, de modo que um aumento de 1% nas importações agrícolas reduz em aproximadamente 0,17% os preços internacionais desta *commodity*. Por outro lado, a elasticidade das exportações estimadas indicou que o aumento de 1% nas mesmas provoca um aumento de 0,11% nos preços internacionais da soja.

Em relação às estimativas de curto prazo, é possível observar, na Tabela 31, que o termo de correção de erros indicou que é preciso em torno de 8 períodos (1/0,120966) para que os desequilíbrios de curto prazo sejam corrigidos no longo prazo.

**Tabela 31** – Estimativas de curto prazo do modelo vetorial de correção de erro (VEC).

Vetor de cointegração (irrestrito) normalizado de longo prazo				
LPIS	LCAMBIO	LIMP	LPDS	LEXP
-0,120966	-0,030114	-0,040059	0,182422	0,047401
(0,07145)	(0,05953)	(0,03871)	(0,06748)	(0,03564)
[-1,69290]	[-0,50589]	[1,03490]	[2,70347]	[1,32984]

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Nota: Encontram-se, nos parênteses, os valores do desvio padrão e, nos colchetes, a estatística *t-Student*.

Com o objetivo de avaliar a variação que ocorre nos preços internacionais da soja quando as outras variáveis também variam, fez-se a análise da decomposição da variância do erro de previsão. Esta decomposição fornece informação sobre a importância relativa das inovações aleatórias (choques) sobre as variáveis que compõem o sistema estudado. Segundo Enders (2004), a decomposição da variância

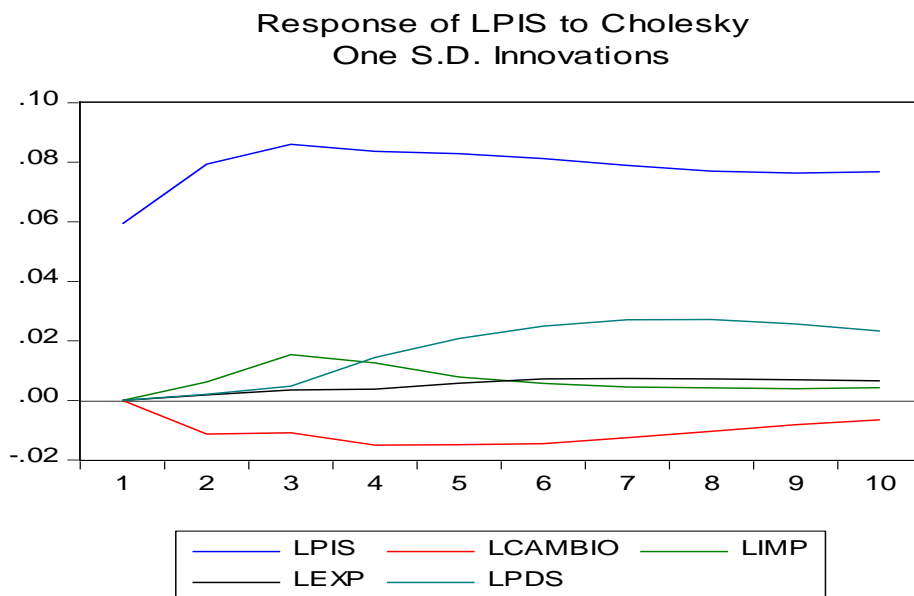
dos erros de previsão visa mensurar o valor dos movimentos de uma variável que é explicada pelos seus próprios choques e também pelos choques das demais variáveis do modelo, demonstrando a evolução dinâmica dessa decomposição.

Conforme pode se observar na Tabela 32, a decomposição demonstra que, no primeiro momento, a variância foi quase que totalmente explicada pelos próprios preços internacionais da soja. No entanto, à medida que os meses passam a sua importância relativa decresce, e a importância dos preços domésticos para explicá-la se eleva. Após 10 meses à frente, o poder explanatório dos preços internacionais da soja reduz em torno de 10% e a variância do erro de previsão passa a ser explicada progressivamente pelas outras variáveis de estudo, a saber, pelos preços domésticos (5,85%), seguido da taxa de câmbio (aproximadamente 2%) e em menor percentagem pelas exportações e importações da agricultura e pecuária.

**Tabela 32** – Decomposição da variância dos preços internacionais da soja (%), 2000-2016.

Período	Erro-padrão	LPIS	LCAMBIO	LIMP	LPDS	LEXP
1	0,059357	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
2	0,100007	98,25857	1,280338	0,384157	0,042532	0,034399
3	0,133379	96,83146	1,386148	1,543632	0,151310	0,087454
4	0,159375	95,38928	1,863256	1,704046	0,925447	0,117969
5	0,181708	94,18285	2,102158	1,498430	2,023404	0,193159
6	0,201336	93,00085	2,232463	1,301431	3,179941	0,285319
7	0,218476	92,03188	2,226507	1,147531	4,237560	0,356524
8	0,233625	91,35068	2,145263	1,036362	5,060007	0,407684
9	0,247387	90,99683	2,022759	0,949508	5,589216	0,441683
10	0,260286	90,91292	1,890088	0,884522	5,850414	0,462051

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.



**Figura 25** – Resposta da variável endógena aos choques na taxa de câmbio, preços domésticos, exportações e importações da agricultura e pecuária.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

De semelhante modo, a análise da função resposta ao impulso, a qual define o efeito do choque exógeno de uma perturbação inesperada sobre os valores presentes e passados da variável endógena, pode ser vista na Figura 25. A função resposta ao impulso descreve o choque em uma variável em um período de tempo, assim como a duração necessária para que a variável retorne a sua trajetória inicial.

### 5.3.4 Considerações gerais

Esta seção teve por objetivo analisar os efeitos das variações da taxa de câmbio, preços domésticos, exportações e importações de insumos agrícolas sobre os preços internacionais da soja. Para identificar os efeitos da relação entre essas variáveis, foram utilizados procedimentos econométricos de séries temporais, tais como: os testes de raiz unitária, teste de cointegração de Johansen, causalidade à

Granger, o Modelo Vetorial com Correção de Erros (VEC), a decomposição dos erros de previsão da variância e função de resposta ao impulso.

Os resultados dos testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado e Phillips-Perron demonstraram que as séries de preços internacionais e domésticos de soja, exportações e importações agrícolas, bem como as séries da taxa de câmbio, são integradas de ordem 1, ou seja  $I(1)$ . O teste de cointegração de Johansen confirmou a existência de relação de longo prazo entre essas variáveis.

De acordo com os resultados, o vetor de cointegração indicou uma relação de longo prazo positiva e estatisticamente significativa entre os preços internacionais da soja e a taxa de câmbio. Os preços domésticos da soja também apresentaram uma relação de longo prazo significativa com os preços internacionais da soja, como esperado. As exportações e importações de insumos agrícolas não apresentaram uma relação de longo prazo com os preços internacionais da soja efetivamente significativa. Já a análise de curto prazo revelou que existe certa defasagem de tempo (cerca de 8 períodos) para que os desequilíbrios de curto prazo sejam corrigidos no longo prazo.

A “função resposta a impulso” e a “decomposição da variância” mostraram que a dinâmica dos preços internacionais da soja é fortemente afetada pelo seu próprio preço e que as outras variáveis tiveram um papel secundário na explicação dos mesmos.

Conclui-se que, as variáveis taxa de câmbio, preços domésticos, exportações e importações agrícolas foram relevantes para explicar as oscilações ocorridas ao longo do tempo na variável dependente preços internacionais da soja. Ademais, devido ao papel fundamental desempenhado pelo preço das *commodities* em muitos países em desenvolvimento, o aprofundamento do conhecimento sobre essas relações teria um grande alcance.

## 5.4. Financeirização do café

### 5.4.1. Introdução

No contexto do comércio internacional, a relevância das *commodities* tem sido cada vez maior, especialmente no que diz respeito aos seus preços por serem variáveis de fundamental importância para a economia mundial. Nesse sentido, muitos fatores micro e macroeconômicos têm sido frequentemente apontados na literatura como responsáveis pelas variações desses preços. Além dos efeitos provocados pela crise imobiliária americana, geralmente são apontados os fatores associados a choques de oferta a partir das perturbações advindas de fatores climáticos e choques de demanda em consequência do crescente aumento da demanda mundial, especialmente da China e Índia, e também ao aumento da demanda por biodiesel. Entretanto, não obstante nas últimas décadas a participação de investidores financeiros no mercado de *commodities* com o intuito de diversificar sua carteira de investimentos para minimizar os riscos e, ou maximizar retornos, ainda é escassa a literatura que trata da financeirização no mercado de *commodities*.

Entende-se por financeirização um conjunto de influências que vêm do mercado financeiro e da economia mundial e tende a provocar variações nos preços de determinado produto independentemente dos fundamentos<sup>35</sup> (SILVA *et al.*, 2013). Uma maior sensibilidade nos preços das *commodities*, devido às variações do câmbio e das taxas de juros, pode resultar em fortes implicações nos países exportadores dessas *commodities*.

---

<sup>35</sup> Segundo a Teoria Clássica, os fundamentos indicam que os preços são formados pelo cruzamento/interação das curvas de oferta e demanda.

O Brasil tem grande relevância no mercado internacional, destacando-se especialmente como grande produtor e exportador de *commodities* agrícolas, como café, açúcar, soja, milho, cacau, entre outras. Esta seção se centrará especificamente no caso da *commodity* café, uma vez que a cafeicultura é uma atividade econômica e socialmente importante em nível mundial. O Brasil destaca-se como o maior produtor e exportador de café e segundo maior consumidor do produto no mundo (DUTRA NETO, 2009; ABIC, 2019). Segundo dados do 4º levantamento da Safra de café de 2016 (CONAB, 2018), a produção brasileira alcançou 51,37 milhões de sacas de 60 kg de café beneficiado, sendo os principais estados produtores: Minas Gerais, Espírito Santo, São Paulo, Bahia, Rondônia, Paraná, Rio de Janeiro, Goiás e Mato Grosso, que correspondem por cerca de 98,6% da produção nacional. No mercado internacional, dois tipos de cafés são os mais importantes: “arábica” e “robusta”. O primeiro se destaca pela sua capacidade de consumo *in natura*, por apresentar um sabor mais suave e uma quantidade menor de cafeína, apesar do preço ser mais elevado, enquanto o café robusta, destinado especialmente à indústria de cafés solúveis, apresenta maior rendimento, preço mais acessível e menor vulnerabilidade a doenças.

Diante do exposto, nesta seção, busca-se responder os seguintes questionamentos:

*O preço internacional do café tem sido influenciado pela financeirização? Especificamente, o câmbio e juros do Brasil e dos Estados Unidos influenciam o preço internacional do café?*

Pelo exposto, este estudo parte da hipótese de que as variáveis financeiras, câmbio e juros causam os preços internacionais do café, apresentando um grau de explicação razoável sobre os mesmos.

#### 5.4.2 Dados e modelo estimado

Para todos os modelos estimados ao longo deste estudo foram utilizados dados mensais desde janeiro de 2000 até dezembro de 2016, perfazendo um total de 204 observações. A escolha do início da análise a partir de 2000 convém lembrar que se deve, por um lado, a expressiva valorização das *commodities*, em termos de magnitude, abrangência e duração (UNCTAD, 2011) e, por outro lado, pela mudança do regime cambial e flexibilização da taxa de câmbio, uma vez que antes de 1999 era adotado, no Brasil, o regime de câmbio semi-fixo, em que a taxa de câmbio nominal era controlada pelo Banco Central (bandas cambiais) de modo que, para os objetivos deste estudo, os resultados seriam inexpressivos para um período anterior a 1999.

Para a estimação do modelo foram utilizadas as seguintes variáveis:

- i) PIC: o preço internacional da *commodity* café. Fonte: Fundo Monetário Internacional (FMI).
- ii) PDC: o preço médio do café arábica recebido pelos agricultores em São Paulo (saca de 60 kg líquido, bica corrida, tipo 6) utilizado como *proxy* do preço doméstico do café. Fonte: Centro de Pesquisas Econômicas da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo (CEPEA/ESALQ).
- iii) IC: o índice de câmbio, elaborado a partir da taxa de câmbio comercial para venda, média mensal (R\$/US\$). Fonte: Banco Central do Brasil, boletim, seção Balanço de Pagamentos.
- iv) IJB: o índice de juros do Brasil, em média mensal, elaborado a partir de dados diários da taxa de juros selic. Fonte: Banco Central do Brasil, Sistema Gerenciador de Séries Temporais (BCB/SGS).

v) IJA: o índice de juros americanos, em média mensal, elaborado a partir de dados diários da taxa de juros básica Federal Funds – fixada pelo Comitê Federal do Mercado Aberto (FOMC). Fonte: Valor Econômico

Com exceção dos preços domésticos do café, todas as séries estão disponíveis no Instituto de Economia Aplicada (IPEADATA, 2018) e foram transformadas em logaritmos para que os valores dos coeficientes estimados pudessem ser interpretados diretamente como elasticidades (BARROS, 1990). Para a realização dos procedimentos estatísticos foi utilizado o *software Eviews*, em sua versão 9.0.

Foi estimado, com base em Castro e Cavalcanti (1998), o seguinte modelo de regressão para a *commodity* café:

$$L_{pic} = \alpha_0 + \beta_1 L_{pdc} + \beta_3 L_{ic} + \beta_2 L_{ijb} + \beta_4 L_{ija} + \vartheta \quad (14)$$

Sendo,

$L_{pic}$  = logaritmo dos preços internacionais do café;

$L_{pdc}$  = logaritmo dos preços domésticos do café;

$L_{ic}$  = logaritmo do índice de câmbio;

$L_{ijb}$  = logaritmo do índice dos juros do Brasil;

$L_{ija}$  = logaritmo do índice dos juros americanos;

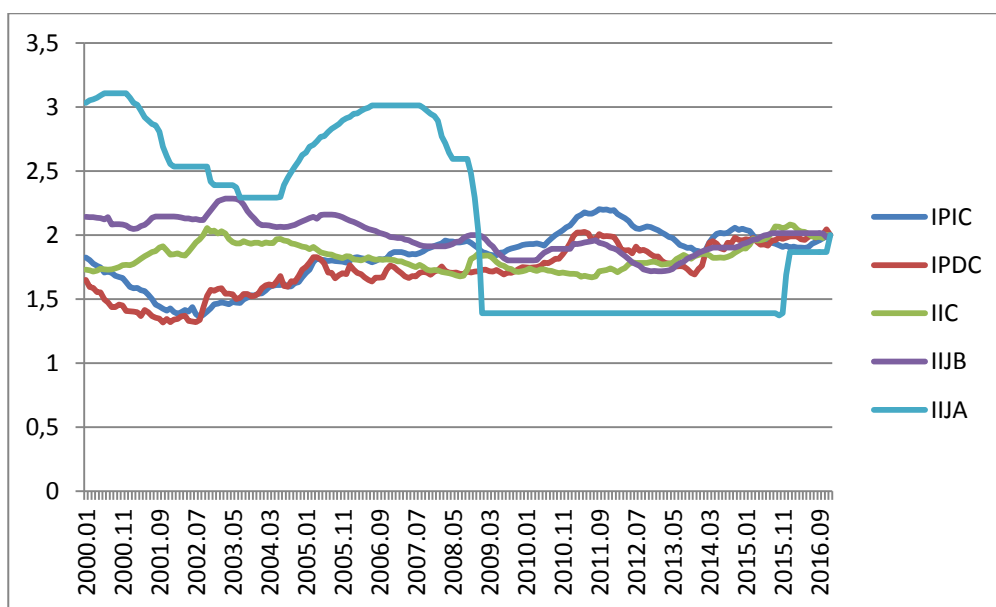
$\alpha_0$  = intercepto;

$\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$  parâmetros e  $\vartheta$  o resíduo a serem estimados.



#### 5.4.4 Análise dos Resultados

As séries logaritimizadas dos preços internacionais e domésticos do café, dos índices de câmbio e juros não apresentaram tendência uniforme ao longo do tempo, como é possível observar na Figura 26, sinalizando que são não estacionárias e podem estar cointegradas durante o período em análise.



**Figura 26** – Comportamentos dos preços internacionais e domésticos do café, índice de câmbio e juros, 2000-2016.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Para checar estas evidências, foram realizados os testes de diagnóstico exigidos para garantir qualidade às estimações como avaliação da estacionariedade, seleção da ordem de defasagem ótima de acordo com os critérios de informação, verificação da presença de vetores de cointegração e análise da condição de estabilidade do VAR/VEC.

**Tabela 33** – Teste de Raiz Unitária ADF, em nível e em 1ª diferença, para as variáveis de estudo no período entre 2000 e 2016.

Variáveis	T <sub>C</sub>	V. Crít. (5%)	T <sub>CT</sub>	V. Crít. (5%)	T	V. Crít. (5%)
LPIC	-0,959123 (0,7675)	-2,875680	-2,228950 (0,4705)	-3,432226	0,366457 (0,7894)	-1,942407
LPDC	- 1,136471 (0,7013)	-2,875680	-3,242963 (0,0791)	-3,432226	0,651957 (0,8562)	-1,942407
LIC	-1,618524 (0,4713)	-2,875680	-1,628369 (0,7785)	-3,432226	0,658357 (0,8575)	-1,942407
LIJB	-2,407607 (0,1409)	-2,875752	-2,881720 (0,1707)	-3,432339	-0,361275 (0,5536)	-1,942415
LIJA	-1,551607 (0,5055)	-2,875680	-1,090247 (0,9272)	-3,432226	-1,070466 (0,2567)	-1,942407
Δ (LPIC)	-7,810590* (0,0000)	-2,875680	-7,809985* (0,0000)	-3,432226	-7,811911* (0,0000)	-1,942407
Δ (LPDC)	-10,90472* (0,0000)	-2,875680	-10,87728* (0,0000)	-3,432226	-10,88725* (0,0000)	-1,942407
Δ (LIC)	-9,233759* (0,0000)	-2,875680	-9,214004* (0,0000)	-3,432226	-9,213214* (0,0000)	-1,942407
Δ(LIJB)	-4,439114* (0,0003)	-2,875752	-4,458535* (0,0022)	-3,432339	-4,445347* (0,0000)	-1,942415
Δ(LIJA)	-8,249718* (0,0000)	-2,875680	-8,321414* (0,0000)	-3,432226	-8,239646* (0,0000)	-1,942407

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Nota 1: Hipótese Nula – A série possui raiz unitária. Nota 2: As estatísticas T<sub>C</sub>, T<sub>CT</sub>, e T são referentes aos testes com constante, com constante e tendência, e, sem constante e sem tendência. Encontram-se, nos parênteses, o p-valor correspondente. Nota 3: (Δ) indica à primeira diferença das variáveis e (\*) a rejeição da hipótese nula ao nível 5% de significância.

**Tabela 34** – Teste de Raiz Unitária PP, em nível e em 1ª diferença, para as variáveis de estudo no período entre 2000 e 2016.

Variáveis	T <sub>C</sub>	V. Crít. (5%)	T <sub>CT</sub>	V. Crít. (5%)	T	V. Crít. (5%)
LPIC	-1,001731 (0,7527)	-2,875608	-2,398357 (0,3793)	-3,432115	0,237277 (0,7541)	-1,942399
LPDC	- 0,882014 (0,7924)	-2,875608	-3,390914 (0,0554)	-3,432115	0,626831 (0,8509)	-1,942399
LIC	-1,475387 (0,5442)	-2,875608	-1,494083 (0,8288)	-3,432115	0,678521 (0,8616)	-1,942399
LIJB	-1,808653 (0,3756)	-2,875608	-1,881989 (0,6602)	-3,432115	-0,447301 (0,5200)	-1,942399
LIJA	-1,452794 (0,5556)	-2,875608	-1,100523 (0,9255)	-3,432115	-1,146065 (0,2290)	-1,942399
$\Delta$ (LPIC)	-7,810757* (0,0000)	-2,875680	-7,816470* (0,0000)	-3,432226	-7,813791* (0,0000)	-1,942407
$\Delta$ (LPDC)	-10,87274* (0,0000)	-2,875680	-10,84482* (0,0000)	-3,432226	-10,93723* (0,0000)	-1,942407
$\Delta$ (LIC)	-9,195350* (0,0000)	-2,875680	-9,175678* (0,0000)	-3,432226	-9,176217* (0,0000)	-1,942407
$\Delta$ (LIJB)	-7,286368* (0,0000)	-2,875680	-7,299378* (0,0000)	-3,432226	-7,276743* (0,0000)	-1,942407
$\Delta$ (LIJA)	-8,200724* (0,0000)	-2,875680	-8,276807* (0,0000)	-3,432226	-8,188353* (0,0000)	-1,942407

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Nota 1: Hipótese Nula – A série possui raiz unitária. Nota 2: As estatísticas T<sub>C</sub>, T<sub>CT</sub>, e T são referentes ao testes com constante, com constante e tendência, e, sem constante e sem tendência. Encontram-se, nos parênteses, o p-valor correspondente. Nota 3: ( $\Delta$ ) indica à primeira diferença das variáveis e (\*) a rejeição da hipótese nula ao nível 5% de significância.

Os testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips Perron (PP) foram estimados para os casos das séries com intercepto; com intercepto e com tendência; e, sem intercepto e sem tendência, para todas as séries tanto em nível quanto em diferença<sup>36</sup>. Convém ressaltar novamente que o teste PP possibilita fazer uma correção não paramétrica ao teste ADF, de modo que continua consistente ainda que haja dependência de variáveis defasadas e correlação serial dos resíduos.

Conforme pode-se visualizar nas Tabelas 33 e 34, os resultados mostraram que em nível os valores observados no teste ADF e PP foram, em módulo, menores do que os valores críticos tabelados a 5% de significância, por isso não rejeitou-se a hipótese nula da presença de raiz unitária. Entretanto, quando o teste foi realizado em primeira diferença, todas as variáveis rejeitaram a hipótese nula da presença de raiz unitária a 5% de significância, em favor da estacionariedade. Portanto, os resultados dos testes convergem, indicando que as variáveis de estudo são não estacionárias em nível, mas em primeira diferença revelaram-se estacionárias, sendo integradas de ordem 1, I(1).

**Tabela 35** – Teste e critério de seleção da ordem de defasagem ótima para o modelo VAR/VEC.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	1606,673	3423,353	7,09 e-14	-16,08850	-15,58675	-15,88537
2	1717,646	209,4893	2,95 e-14*	-	-16,04590*	-
				16,96578*		16,59337*
3	1738,868	38,97930*	3,07 e-14	-16,92723	-15,58922	-16,38554
4	1754,263	27,49133	3,39 e-14	-16,82922	-15,07308	-16,11825
5	1775,313	36,51526	3,55 e-14	-16,78891	-14,61465	-15,90867

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Nota: (\*) indica a escolha ótima de defasagem de acordo com o critério específico.

<sup>36</sup> Ver anexos 1 e 2.

Tendo em vista que as variáveis apresentaram tendência estocástica, ou seja, são não estacionárias e integradas de mesma ordem,  $I(1)$ , podem estar relacionadas no longo prazo. Para checar, utilizou-se o método de Johansen a fim de estimar e testar as relações de longo prazo entre elas. Antes, entretanto, procedeu-se a seleção da ordem de defasagem ótima que deve ser incluído no modelo VAR, cujo resultado indicou duas defasagens (Tabela 35), a partir dos critérios de informação.

Os resultados apresentados na Tabela 35 indicam duas defasagens ótimas, com respaldo na maioria dos critérios de informação (FPE, AIC, SC e HQ), sendo adequado, uma vez que a hipótese de resíduos correlacionados foi rejeitada pelos critérios dos Multiplicadores de Lagrange (Teste LM), conforme Tabela 36.

**Tabela 36** – Teste LM de autocorrelação dos resíduos.

Lags	Estatística LM	Significância
1	49,64416	0,0024*
2	24,95042	0,4652
3	25,69811	0,4238
4	35,13359	0,0858
5	23,65261	0,5395

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Nota 1: Hipótese Nula – A série não possui correlação entre os resíduos

Nota 2: (\*) indica rejeição da hipótese nula ao nível de 5% de significância.

A partir desse momento, torna-se necessário verificar a existência da cointegração entre as variáveis, pois se as mesmas estiverem cointegradas o modelo deve ser tratado como um VEC e não como um VAR. O mecanismo de correção do erro é uma ferramenta fundamental para realizar relação de longo prazo, uma vez que permite agregar o ajustamento dinâmico do curto prazo com as relações de equilíbrio de longo prazo. Conforme Tabela 37, para identificar a presença de vetores

cointegrantes foram aplicados o método de cointegração de Johansen (JOHANSEN, 1991), especificamente os testes do traço ( $\lambda_{traço}$ ) e do máximo autovalor ( $\lambda_{máx}$ ).

**Tabela 37** – Teste de cointegração de Johansen.

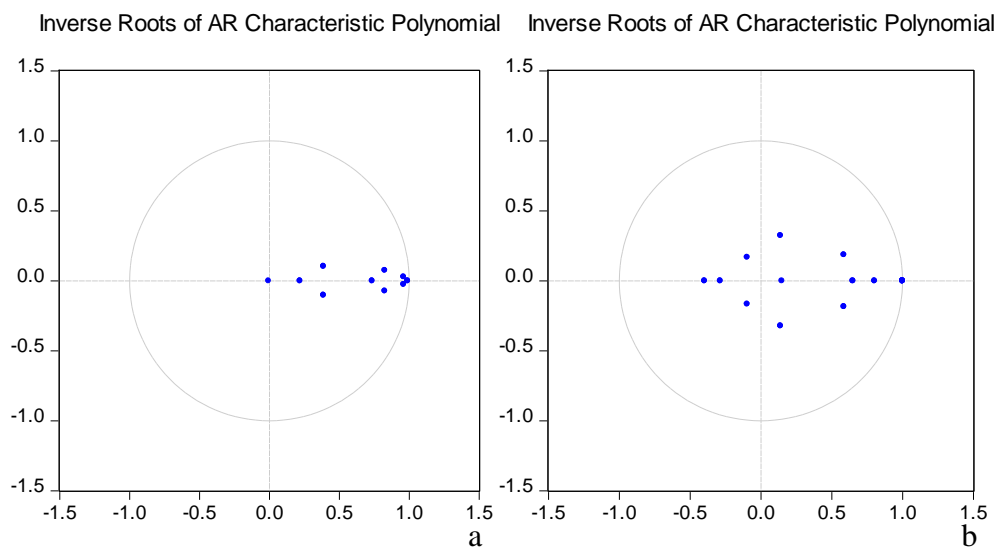
Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Autovalor	Estatística do Traço	V. Crítico 5%	Estatística MaxAutovalor	V. Crítico 5%
$r = 0 *$	$r > 0 *$	0,289366	109,4686*	69,81889 (0,0000)	68,66108*	33,87687 (0,0000)
$r \leq 1$	$r > 1$	0,107167	40,80748	47,85613 (0,1949)	22,78445	27,58434 (0,1829)
$r \leq 2$	$r > 2$	0,060221	18,02302	29,79707 (0,5644)	12,48430	21,13162 (0,5006)
$r \leq 3$	$r > 3$	0,021552	5,538723	15,49471 (0,7492)	4,,379382	14,26460 (0,8173)
$r \leq 4$	$r > 4$	0,005751	1,159340	3,841466 (0,2816)	1,159340	3,841466 (0,2816)

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Nota 1: (\*) indica a rejeição da hipótese nula ao nível 5% de significância.

Nota 2: Encontram-se, nos parênteses, o p-valor correspondente

Quanto à estabilidade do modelo, conforme Figura 27, verifica-se que as condições exigidas são atendidas, visto que todas as raízes características do polinômio apresentaram raízes que, em módulo, foram menores que a unidade, ou seja, estão dentro do círculo unitário.



**Figura 27** – Teste de Estabilidade do VAR (a) e do VEC (b) para o café, 2000-2016.  
Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Importa salientar que a ordenação das variáveis foi realizada considerando o teste de exogeneidade em bloco de Granger (Block Causality Tests), de acordo com Enders (1995). As variáveis foram ordenadas com base no valor da estatística Qui-Quadrado, com as variáveis mais exógenas (menores valores da estatística) sendo colocadas antes das variáveis mais endógenas. A ordem das variáveis ficou assim definida (Tabela 38): Preços internacionais do café (LPIC), Preço doméstico do café (LPDC), índice de câmbio (LIC), índice dos juros brasileiro (LIJB); e índice de juros americano (LIJA). Destaca-se que a relação de causalidade de curto prazo, verificada por meio do teste de causalidade à Granger, indicou uma relação bilateral em que os preços domésticos do café brasileiro causam, no sentido à Granger, os preços internacionais do café e vice-versa.

**Tabela 38** – Teste de Estabilidade do VAR e do VEC para o café, 2000-2016.

Variáveis	$\Delta$ LPIC	$\Delta$ LPDC	$\Delta$ LIC	$\Delta$ LIJB	$\Delta$ LIJA
$\Delta$ LPIC	-	<b>0,0052</b>	0,5924	0,2658	0,2202
$\Delta$ LPDC	<b>0,0007</b>	-	0,4528	0,1896	<b>0,0191</b>
$\Delta$ LIC	0,0530	0,7819	-	0,8003	0,5783
$\Delta$ LIJB	0,4926	0,8513	0,4124	-	0,2206
$\Delta$ LIJA	0,4959	0,2405	0,7421	0,6932	-

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Nota: Os valores menores que 5% indicam rejeição da hipótese nula de que não há causalidade à Granger.

O teste de causalidade entre os preços internacionais do café e as taxas de juros, internacionais e nacionais, indicou que não há evidência de causalidade entre essas variáveis financeiras em nenhuma direção.

Os resultados apresentados na Tabela 39 dizem respeito à equação de cointegração normalizada. De acordo com Enders (2004), quando a equação de cointegração é normalizada, as estimativas dos coeficientes devem ser analisadas com o sinal invertido, pois todas as variáveis permanecem do mesmo lado da equação.

**Tabela 39** – Estimativas de longo prazo do modelo vetorial de correção de erro (VEC).

Vetor de cointegração (irrestrito) normalizado de longo prazo				
LPIC	LPDC	LIC	LIJB	LIJA
1,0000	-0,858009	0,703037	0,142291	-0,001390
	(0,05653)	(0,08352)	(0,08060)	(0,02128)
	[-15,1780]	[8,41728]	[1,76530]	[-0,06530]

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Nota: Encontram-se, nos parênteses, os valores do desvio padrão e, nos colchetes, a estatística *t-Student*.



As estimativas de longo prazo evidenciaram uma relação positiva e forte entre os preços domésticos e internacionais do café, pois a cada 1% de variação nos preços domésticos do café brasileiro, os preços internacionais do café variam cerca 0,85%, ou seja, sendo o Brasil o maior produtor e exportador desta *commodity*, a variação nos preços internos é quase que totalmente refletida nos preços internacionais da mesma.

O índice de câmbio também apresentou uma relação negativa de longo prazo significativa com os preços internacionais do café. A cada 1% de variação cambial, os preços internacionais do café variam 0,70%. Este resultado sugere que em termos econômicos, em situação de apreciação do Real<sup>37</sup>, por exemplo, face à moeda estrangeira, *coeteris paribus*, há incentivo ao aumento das importações, na medida em que é necessário menos da moeda brasileira para adquirir os produtos que estão valorados em moeda estrangeira; ao mesmo tempo, é de esperar que as exportações sofram um impacto negativo, na medida em que os seus agentes econômicos têm de despendar uma maior quantidade de moeda estrangeira para adquirir bens que estejam valorados em Reais. Como as *commodities* representam uma parcela significativa das exportações do Brasil, é razoável supor que a apreciação do Real em 1% provoque reduções das exportações, acarretando em torno de 0,7% de redução nos preços internacionais do café.

No que diz respeito ao índice de juros domésticos, os resultados demonstraram conformidade com os fundamentos, isto é, um aumento no índice tende a reduzir os preços dos bens e uma redução do índice de juros pode provocar, dependendo da situação do país, inflação. Nesse sentido, pode-se afirmar que existe uma relação de longo prazo inversa e significativa entre o índice de juros brasileiro e os preços

---

<sup>37</sup> Levando em consideração que a taxa de câmbio representa o preço em moeda nacional (Real) de uma moeda estrangeira (por exemplo, dólar), pode-se dizer que uma apreciação da moeda nacional face a uma moeda estrangeira, implica uma redução da taxa de câmbio em causa, uma vez que passa a ser necessária uma menor quantidade de moeda nacional para adquirir uma unidade da moeda estrangeira e vice versa.

internacionais do café, de modo que a redução de 1% nos juros tende a provocar um aumento de 0,14% nos preços. Por outro lado, não foi constatada relação de longo prazo efetivamente significativa entre o índice de juros americanos e os preços internacionais do café.

Para avaliar a variação que ocorre nos preços internacionais do café quando as outras variáveis de estudo variam, realizou-se a análise da decomposição da variância do erro de previsão (Tabela 40). No primeiro momento, a variância foi fortemente explicada pelos próprios preços internacionais do café, cerca de 70%. No entanto, à medida que os meses passam a sua importância relativa decresce, e a importância dos preços domésticos para explicá-la se eleva. Após 12 meses à frente, o poder explanatório dos preços internacionais do café reduz e a variância do erro de previsão passa a ser explicada progressivamente e majoritariamente pelas outras variáveis de estudo, a saber, pelos preços domésticos (41%), seguido do índice de câmbio (aproximadamente 10%) e em menor percentagem pelos índices de juros brasileiros (aproximadamente 2%), sendo desconsiderado o índice de juros americanos por sua inexpressiva participação.

**Tabela 40** – Decomposição da variância dos erros de previsão para o café, 2000-2016.

Período	Erro-padrão	$\Delta LPIC$	$\Delta LPDC$	$\Delta LIC$	$\Delta LIJB$	$\Delta LIJA$
1	0,030940	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
2	0,040431	69,99264	21,45017	8,032446	0,294817	0,229923
3	0,046629	58,92698	31,45815	8,507256	0,923758	0,183850
4	0,052755	55,95807	33,92083	8,741480	1,235696	0,143922
5	0,057580	53,40215	35,67694	9,426198	1,353469	0,141246
6	0,062100	51,322727	37,44708	9,597669	1,504168	0,123813
7	0,066430	50,08725	38,51548	9,724811	1,562033	0,110432
8	0,070423	48,95272	39,38120	9,930491	1,633010	0,102575
9	0,074217	48,06424	40,11519	10,03793	1,687804	0,094835
10	0,077833	47,36270	40,59433	10,12650	1,727688	0,088785
11	0,081280	46,75927	41,17796	10,21482	1,764145	0,083808
12	0,084590	46,25386	41,58990	10,28243	1,794325	0,079492

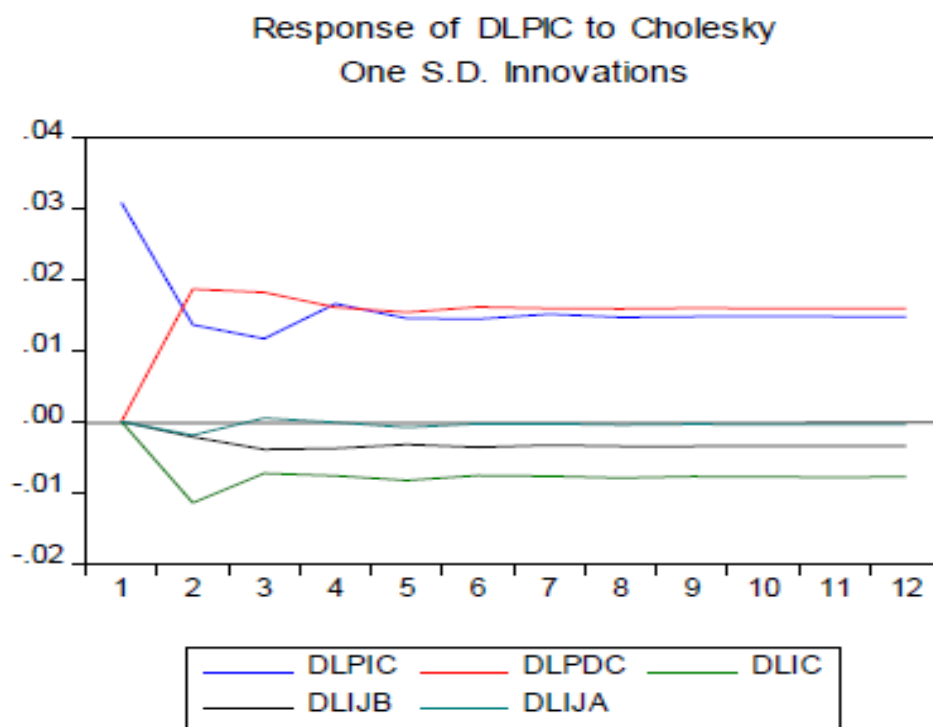
Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Convém destacar que após um ano, os preços domésticos do café representavam praticamente o mesmo poder explanatório que os próprios preços internacionais na explicação da variância do erro de previsão, correspondendo em torno de 41% da variância enquanto 46% eram explicados pelos próprios preços internacionais.

Importa salientar que, embora os preços de *commodities* sejam determinados pelos fundamentos, considerá-los endógenos com modelos que representem a economia brasileira corrobora com os resultados encontrados por Clements e Fry (2006), que identificaram a influência das taxas de câmbio de países exportadores de *commodities* sobre os preços dos mesmos.

De semelhante modo a análise da função resposta ao impulso, a qual define o efeito do choque exógeno de uma perturbação inesperada sobre os valores presentes e passados da variável endógena, pode ser visto na Figura 28. A função resposta ao impulso descreve o choque em uma variável em um período de tempo, assim como a duração necessária para que a variável retorne a sua trajetória inicial.

Nesse sentido, os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão, demonstrados na Tabela 40, reforçam as evidências fornecidas pelas respostas ao impulso.



**Figura 28** – Resposta da variável preço internacional do café as variáveis econômicas.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

#### 5.4.4 Considerações gerais

A presente seção analisou a influência das variáveis financeiras, nomeadamente câmbio e juros do Brasil e dos Estados Unidos sobre o preço internacional do café. Para identificar os efeitos da relação entre essas variáveis, foram utilizados procedimentos econométricos de séries temporais, tais como: os testes de raiz unitária, teste de cointegração de Johansen, causalidade à Granger, o Modelo Vetorial com Correção de Erros (VEC), a decomposição dos erros de previsão da variância e função de resposta ao impulso.

Os resultados dos testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado e Phillips-Perron demonstraram que todas as séries são integradas de ordem 1, ou seja  $I(1)$ . Os testes de cointegração de Johansen, através da estatística do traço e do máximo autovalor, revelaram a existência de pelo menos um vetor de cointegração, confirmando relação de longo prazo entre as variáveis do estudo.

De acordo com os resultados do modelo VEC, constatou-se que as informações defasadas, representadas pelos preços domésticos do café, índices de câmbio e juros, nacional e internacional, apresentaram relação de curto e de longo prazos com os preços internacionais da *commodity* café. Observou-se que os parâmetros estimados das variáveis de estudo, com exceção do índice de juros americanos, foram estatisticamente significativos ao nível de 5%. Foi constatada a relação positiva entre os preços domésticos e internacionais do café. Já os índices de câmbio e juros brasileiros (selic) apresentaram uma associação negativa com os preços internacionais do café. O índice de juros americano não apresentou relacionamento de longo prazo efetivamente significativo com os preços internacionais do café.

Nos testes de causalidade de Granger, por meio da correção de erros, constatou-se a existência de causalidade de curto prazo, apenas de forma bidirecional entre os preços domésticos e internacionais. As variáveis financeiras, índices de câmbio e juros, nacional e internacional, não causam, no sentido de Granger, os preços internacionais do café, uma vez que não rejeitaram a hipótese nula de ausência de causalidade.

Na análise da decomposição da variância do erro de previsão, constatou-se que os erros estimados no mês doze são explicados em 46% pelos próprios preços internacionais do café, em 41% pelos preços domésticos do café brasileiro, em 10% pelo índice de câmbio, em 2% pelo índice dos juros brasileiros e em menos de 1%

pelo índice de juros americanos. Nesse caso, pode-se afirmar que não houve indícios de existência de um possível processo de financeirização no preço internacional do café.

Conclui-se que embora não seja possível identificar todos os parâmetros necessários para estruturar o modelo perfeitamente, a não ser que sejam impostas inúmeras restrições adicionais, as variáveis preços domésticos, índices de câmbio e juros foram relevantes para explicar as oscilações ocorridas ao longo do tempo na variável dependente “preços internacionais do café”.

## CAPÍTULO 6

### CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste trabalho foi analisada a dinâmica dos preços internacionais de *commodities* para o período 2000 a 2016, através de uma abordagem do caso brasileiro. Optou-se pelo Brasil por este ter fatores como terra, condições edafoclimáticas e mão de obra disponíveis que contribuem para que o país apresente competitividade na produção e exportação de *commodities* agrícolas, especialmente soja, milho e café.

O processo de integração de preços das *commodities* agrícolas entre os diferentes mercados tem revelado a integração existente entre a produção destas *commodities*, visto que muitas vezes se caracterizam como bens substitutos no processo produtivo, competindo pelas áreas agrícolas e no consumo humano e animal, bem como de biocombustíveis, a exemplo da soja e milho.

Foram considerados dois aspectos relevantes para o estudo: a) efeitos das variáveis microeconômicas, como preços domésticos e preço de outra *commodity* (Petróleo); e b) efeitos das variáveis macroeconômicas, como taxa de câmbio, taxa de juros, exportações e importações de insumos agrícolas. Este trabalho difere da maioria dos estudos sobre comportamento de preços, que pressupõem apenas influência dos fundamentos (condições de oferta e demanda de *commodities*).

Embora não seja possível identificar todos os parâmetros necessários para estruturar o modelo perfeitamente, a não ser que sejam impostas inúmeras restrições adicionais, as variáveis micro e macroeconômicas selecionadas foram relevantes para explicar as oscilações ocorridas ao longo do tempo nos preços internacionais das *commodities*.

Conclui-se, portanto, que acompanhar e compreender a dinâmica e perspectivas dos preços internacionais de *commodities* é tarefa imprescindível, senão imperativa, para todos os envolvidos e interessados no mercado de *commodities*, sejam consumidores, agentes empresariais, formuladores de políticas econômicas ou acadêmicos.

Assim, constata-se que há um longo caminho a percorrer. Porém, espera-se que este estudo tenha contribuído, de maneira significativa, para compreensão da dinâmica dos preços internacionais das *commodities* e também para aprofundar a discussão sobre o tema, auxiliando os atores deste mercado na tomada de decisões e pesquisadores em seus trabalhos futuros.

Em razão dos propósitos deste estudo, não foram consideradas as influências de variáveis econômicas de natureza exclusivamente interna, como inflação, Produto Interno Bruto, entre outras. No entanto, estas variáveis macroeconômicas também podem ser introduzidas para buscar informações adicionais sobre a dinâmica dos preços de outras *commodities* agrícolas, além da soja, do milho e do café, caracterizando sugestões para futuros trabalhos.

Dada a importância da matriz energética, considerando as intensas explorações do petróleo nas camadas do pré-sal e do aumento da demanda por biocombustíveis em nível mundial, o estudo de *commodities* energéticas também caracteriza-se importante sugestão para futuras investigações.

Por fim, deve-se destacar que a análise apresentada na presente tese não tem a pretensão de esgotar a discussão sobre a dinâmica dos preços das *commodities*, de forma que outras extensões deste trabalho desenvolvidas por acadêmicos e, ou pesquisadores podem tanto trazer novos argumentos ao tema como aprimorar a abordagem usando modelos VAR/VEC, ou outras metodologias, inclusive modelos



micro-fundamentados aplicados às *commodities* agrícolas, metálicas, componentes da matriz energética, financeiras, entre outras.

## REFERÊNCIAS

- ABIC. (2019). Associação Brasileira da Indústria de Café (ABIC). [Online]  
Disponível em: <http://abic.com.br/estatisticas> [Acedido em 27 de janeiro 2019].
- Banerjee, A. *et al.* (1993). *Cointegration, error-correction, and the econometric analysis of non-stationary data*. Advanced Texts in Econometrics. New York: Oxford University Press, 329 p.
- Barclays. *Commodities Research*. Setembro, 2015.
- Barros, G. S. A. de C. (1990). *Preços de commodities agrícolas e o câmbio flexível*. Piracicaba: Esalq, 36 p.
- Bini, A. D., Canever, M. D. & Denardim, A. A. (2015). Correlação e causalidade entre os preços de *commodities* e energia. *Nova Economia*, 25(1), 143-160.
- Black, C. (2013). Eventos relacionados ao superciclo de preços das *commodities* no século XXI. *Índice Econômico* 40(2), 67-78.
- Borensztein, E. & Reinhart, C. (1994). The Macroeconomic Determinants of commodity prices. *IMF Staff Papers* 41(2), 236-258.
- Branco, R. S dos. (2013). O desenvolvimento econômico brasileiro recente liderado por *commodities*, à luz do modelo agrário-exportador de Raul Prebisch. *Revista Cadernos de Estudos Sociais e Políticos* 2(3), 95-129.
- Brandão A. S. P. & Alves, E. (2013). *Commodities* e preço do petróleo. *Revista de Política Agrícola*, 12(1), 43-54.
- Bueno, R. J. (2008). *Econometria de séries temporais*. 1ª ed. São Paulo: Cengage Learning Edições Ltda., 2008.

- Caldarelli, C. E. & Camara, M. R. G. (2013). Efeitos das variações cambiais sobre os preços da carne de frango no Brasil entre 2008 e 2012. *Revista de Economia e Sociologia Rural* 51(3), 575-590.
- Cardoso, A. F. N. A. (2013). Relação entre os choques no preço do petróleo e algumas variáveis macroeconômicas referentes à zona euro: Uma análise empírica. (Dissertação de mestrado). Instituto Universitário de Lisboa, Lisboa.
- Carvalho, A. & Negri, J. A. D. (2002). Estimação de equações de importação e exportação de produtos agropecuários para o Brasil – 1977 a 1998. (Texto para discussão n. 698). Brasília-DF: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).
- Cashin, P., Céspedes, L. F. & Sahay, R. (2004). Commodity currencies and the real exchange rate. *Journal of Development Economics* 75(1), 239-268.
- Castro, A. S. & Cavalcanti, M. A. F. H. (1998). Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil – 1955/95. *Pesquisa e Planejamento Econômico* 28(1), 1-68.
- CECAFÉ. (2019). Conselho dos Exportadores de Café do Brasil (CECAFÉ). [Online] Disponível em: <https://www.cecfe.com.br> [Acedido em 27 de janeiro 2019].
- CIDSE. (2011). Volatilidade dos preços dos alimentos. *Consequências e impactos no direito a alimentação*. Outubro, 1-10.
- Clements, K. W. & Fry, R. (2006). *Commodity Currencies and Currency Commodities*. CAMA Working Paper, The Australian National University: 64 p.
- CONAB. (2016). Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB). Levantamento de safras. [Online] Disponível em: <http://www.conab.gov.br/conteudos.php?a=1253&t=2> [Acedido em 08 de Abril 2016].

- CONAB. (2018). Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB). Acompanhamento da safra brasileira – grãos. *Observatório agrícola*, Safra 2019 6 (3). [Online] Disponível em: <http://www.conab.gov.br> [Acedido em 26 de janeiro 2019].
- CONAB. (2019). Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB). Acompanhamento da safra brasileira – café. *Observatório agrícola* 5 (1). [Online] Disponível em: <http://www.conab.gov.br> [Acedido em 26 de janeiro 2019].
- Cooley, T.F. & Ohanian, L.E. (1991). The cyclical behavior of prices. *Journal of Monetary Economics* 228(1), 25-60.
- Den Haan, W. J. (2000). The co-movement between real activity and prices in the G7. *Journal of Monetary Economics* 46(1), 3-30.
- Deutsche Bank. (2011). *A user guide to commodities*. Deutsche Bank AG/London, 135 p.
- Domingues, M. S. (2016). *A soja no contexto do programa nacional de produção e uso de biodiesel (PNPB)* (Tese de doutorado). Programa de Pós Graduação em Geografia Física da Faculdade de Filosofia, Letras e Ciências Humanas da Universidade de São Paulo, São Paulo.
- Du, X., Yu, C. & Hayes, D. (2009). Speculation and volatility spillover in the crude oil and agricultural commodity markets: a baysean analysis. Working paper 09-WP 491, Center for Agricultural and Rural Development. [Online] Disponível em: <http://www.card.iastate.edu> [Acedido em 3 de agosto de 2014].
- Dunning, J. (1990). The globalization of firms and the competitiveness of countries: Some implications for the theory of international production, Craford Lectures 2, Institute of Economic Research, Lund University Press, Sweden.

Dutra Neto, Claudionor. (2009). *Desenvolvimento Regional e Agronegócio*. 1ª ed.

Vitoria da Conquista: Editora do Autor, 165 p.

EMBRAPA. (2018). Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA).

[Online] Disponível em: <https://www.embrapa.br/soja/cultivos/soja1> [Acedido em 26 de janeiro 2019].

Enders, W. (2004). *Applied econometric time series*. New Jersey: John Wiley Sons, 480 p.

Enders, W. (1995). *Applied econometric time series*. 2. ed. New York: John Wiley Sons Inc.

Erten, B. & Ocampo, J. A. (2013). Supercycles of commodity prices since the mid-nineteen century. *World Development* 44, 14-30.

Faminow, M. D. & Hillman, J. (1987). Embargoes and the emergence of Brazil's soyabean industry. *The World Economy*, 10(3), 351-366.

FAO. (2012). Global food policy report (2011). Washington.

Farias, P. O. L., Shinohara, N. K. S., Padilha, M. R. F., Oliveira, K. K. G. & Matsumoto, M. (2014). O Cuscuz na alimentação brasileira. *Revista Contextos da Alimentação* 3(1), 35-49.

FGV. (2018). Fundação Getúlio Vargas (FGV). *Em 2017, balança tem recorde e aumenta dependência por commodities. E 2018?* IBRE. [Online] Disponível em: <https://blogdoibre.fgv.br/posts/em-2017-balanca-tem-recorde-e-aumenta-dependencia-por-commodities-e-2018> [Acedido em 31 de janeiro 2018].

Galvão, M. C., Mirian, O. S., Bini, D. A. & Bacchi, M. R. P. (2014). Influência do preço do petróleo sobre os preços da soja e do açúcar: Uma análise para o Brasil.

- [Online] Disponível em: <http://cdsid.org.br/sbpo2015/wp-content/uploads/2015/08/142570.pdf>. [Acedido em 09 de abril 2016].
- Gestão no Campo. (2015). *Uso de soja na alimentação de suínos*. [Online] Disponível em: <https://www.gestaonocampo.com.br/biblioteca/suinocultura-soja> [Acedido em 15 de novembro 2015].
- Gis Lounge. (2019). *Geography of coffee*. [Online] Disponível em: <https://www.gislounge.com/geography-of-coffee> [Acedido em 20 de janeiro 2019].
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral moodels. *Econometrica* 34, 541-551.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis*. New Jersey: Princeton.
- Hampshire, B. N. (2008). *O efeito de preços de commodities sobre a taxa de câmbio real para países exportadores de commodities: uma análise empírica* (Dissertação de mestrado). Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro.
- Harri, A. & Darren, H. (2009). *Mean and variance dynamics between agricultural commodity prices and crude oil prices*. In: Economics of alternative energy sources and Globalization: the road ahead meeting, Orlando-FL.
- Hartman, G. L., West, E. D. & Herman, T. K. (2011). Crops that feed the World 2. Soybean—worldwide production, use, and constraints caused by pathogens and pests. *Food Security* 3 (1), 5–17.
- Hirakuri, M. H. & Lazzarotto, J. J. (2011). *Evolução e perspectivas de desempenho econômico associadas com a produção de soja nos contextos mundial e brasileiro*. Documentos, 319. Embrapa-Soja, Londrina, Paraná. 68 p.

- IBGE. 2013. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). [Online] Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br> [Acedido em 15 de julho de 2014].
- IPEADATA. (2014). Base de dados do Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada (IPEA) - Macroeconômico. [Online] Disponível em: <http://www.Ipeadata.gov.br> [Acedido em 8 de abril 2014].
- IPEADATA. (2016). Base de dados do Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada (IPEA) - Macroeconômico. [Online] Disponível em: <http://www.Ipeadata.gov.br> [Acedido em 10 de junho 2016].
- IPEADATA. (2018). Base de dados do Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada (IPEA) - Macroeconômico. [Online] Disponível em: <http://www.Ipeadata.gov.br> [Acedido em 15 de julho 2018].
- Izerrougene, B. & Costa-Mata, H. T. (2011). Dólar, petróleo e novas práticas de comércio internacional. *Economía, sociedad y territorio*, 11(37), 707-728.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis test of coingration vector in Gaussian vector an autoregressive models. *Econometrica* 59, 1551-1580.
- JP Morgan Chase Bank. (2008). China's import strength buffers global economy. *Economic Research – Global Data Watch*. April 4, 2008.
- Kaldor, Nicholas. (1939). Speculation and economic stability. *The Review of Economic Studies* 7 (1), 1-27.
- Knorr, Márcio Texugo. (2017). Quarenta anos de expansão da soja no Brasil, 1975-2015. *Revista Franco-Brasileira de Geografia* 33. [Online] Disponível em: <http://journals.openedition.org/confins/12592> [Acedido em 27 de janeiro 2019].
- Lazzarini, S. G. e Nunes, R. (2000). *Competitividade do sistema agroindustrial da soja*. V. 5. PENSA/USP. São Paulo, São Paulo.

- Lewin, N. G. (2013). *O fator comum associado à dinâmica dos preços das commodities: a relação de cointegração e o fator dinâmico* (Dissertação de mestrado). Fundação Getúlio Vargas, Escola de Pós Graduação em Economia, Rio de Janeiro, Rio de Janeiro.
- Lopes, C. T. (2015). A lei do valor e o planejamento econômico de natureza capitalista (Tese de doutorado). Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Uberlândia. Uberlândia-MG.
- Louzardo, E. (1998). Derivativos no Brasil: fundamentos e práticas. 2ª Ed. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros.
- MAPA (2011). Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA). *Intercâmbio comercial do agronegócio: principais mercados de destino*. Brasília: MAPA/ACS.
- MAPA. (2017). Ministério de Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA). *Projeções do Agronegócio: Brasil 2016/17 a 20126/27*. [Online] Disponível em: <http://www.agricultura.gov.br> [Acedido em 31 de janeiro 2018].
- MAPA. (2018). Ministério de Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA). *Superávit de US\$ 81,86 bilhões do agronegócio foi o segundo maior da história*. Notícias. [Online] Disponível em: <http://www.agricultura.gov.br/noticias/superavit-de-us-81-86-bilhoes-do-agronegocio-foi-o-segundo-maior-da-historia> [Acedido em 31 de janeiro 2018].
- MAPA. (2019). Ministério de Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA). [Online] Disponível em: <http://www.agricultura.gov.br/assuntos/politica-agricola/cafes/cafecultura-brasileira> [Acedido em 26 de janeiro 2019].



- Margarido, M. A., Bueno, C. R. F., Martins, V. A. & Tomaz, I. F. (2007). Utilizando modelos de séries temporais para determinação de mercado geográfico relevante: o caso da farinha de trigo na cidade de São Paulo. *Teoria e Evidências Econômicas*, 14(28), 98-127.
- Margarido, M. A., Serigati, F. C. & Perosa, B. B. (2010). *Análise do mecanismo de transmissão dos preços internacionais de commodities agrícolas sobre o comportamento da taxa de câmbio real no Brasil: uma aplicação de modelos de série temporais*. Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas (FGV-EESP), texto para discussão n. 256.
- Margarido, M. A., Turolla, F. A. & Bueno, C. R. F. (2014). Análise da volatilidade e transmissão de preços entre os mercados internacionais de petróleo e soja. *Organizações Rurais e Agroindustriais* 6(1), 123-138.
- Marques, P. V., Mello, P. C. & Martines, J. G. (2006). *Mercados Futuros e de opções Agropecuárias*. Série Didática. Nº D-129. Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Esalq/USP. Piracicaba, São Paulo.
- Martins, A. L. (2008). *História do Café*. São Paulo: Editora Contexto. 316 p.
- Mayer, Jörg (2011). The financialization of commodity markets and commodity price volatility. In: Dullen, E. L. (ed.) *The Financial and Economic Crisis of 2008-2009 and Developing Countries*. S.1: UNCTAD, pp. 73-98.
- Nazlioglu, S. (2011). World oil and agricultural commodity prices. Evidence from nonlinear causality. *Energy Policy* 39(5), 2935-2943.
- Nunes Filho, P. S. (2006). Vantagem competitiva: precedentes teóricos da análise do diamante nacional de Porter (Dissertação de mestrado). Escola de Administração

– Núcleo de Pós-Graduação NPGA, Universidade Federal da Bahia. Salvador – BA.

Nunes, J. L. da S. (2019). *Milho*. [Online] Disponível em: <https://www.agrolink.com.br/culturas/milho> [Acedido em 22 de janeiro 2019].

OIC. (2019). Organização internacional do Café (OIC). [Online] Disponível em: [http://www.ico.org/trade\\_statistics.asp](http://www.ico.org/trade_statistics.asp) [Acedido em 26 de janeiro 2019].

Oliveira, A. C. S., Campos, R. T., Castro, I. S. B. & Trompieri Neto, N. (2015). Análise dos efeitos das taxas de câmbio, de juros e da renda mundial sobre as exportações brasileiras de mel. *Rev. Econ. NE* 46(3), 61-78.

Oliveira, A. U. de (2008). Os agrocombustíveis e a crise dos alimentos. *Jornal do Campus: Jornal da Universidade de São Paulo*, São Paulo, Ano 26, n. 338.

Pastore, A. C., Blum, B. S. & Pinotti, M. C. (1998). Paridade de poder de compra, câmbio real e saldos comerciais. *Revista Brasileira de Economia* 52(3), 359-403.

Pereira, E. S. (2009). *Formação de preços e finanças comportamentais: um estudo empírico no mercado futuro de cacau* (Dissertação de mestrado). Programa de Pós-Graduação em Economia. Universidade Federal da Paraíba. João Pessoa-PB.

Pereira, L. M. (2009a). *Modelo de formação de preços de commodities agrícolas aplicado ao mercado de açúcar e álcool* (Tese de doutorado). Departamento de Administração da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. Universidade de São Paulo, São Paulo.

Pereira, E. S., Silva, J. R. & Maia, S. F. (2017). Os efeitos da taxa de câmbio e dos preços do petróleo nos preços internacionais das *commodities* brasileiras. *Revista Econômica do Nordeste* 48(1), 131-144.

- Pindyck, R. S. & Rubinfeld, D.L. (2010). *Microeconomia*. 7 ed. São Paulo: Pearson Education do Brasil.
- Prates, D. M. A. (2007). Alta recente dos preços das *commodities*. *Revista de Economia Política* 27(3), 323-344.
- Ricardo, D. ([1817]1985). *Princípios de economia política e tributação*. São Paulo: Ed. Nova Cultura.
- Romeu, M. C. (2014). Análise dos impactos dos especuladores nos retornos dos preços futuros das principais *commodities* agrícolas exportadas pelo Brasil (Dissertação de mestrado). Escola de Administração de Empresas de São Paulo, da Fundação Getúlio Vargas (FGV). São Paulo-SP.
- Rondinome, G. & Thomasz, E. O. (2016). Financiarización de commodities: la incidencia de la tasa de interes em el precio del frijol de soya durante el período 1990-2014. *Análisis Económico* 21(77), 53-83.
- Roos, B.C. (2013). Economia do petróleo e desenvolvimento: estudo exploratório sobre as perspectivas do pré-sal brasileiro (Dissertação de mestrado). Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Natal-RN.
- Rosegrant, M. W. (2008). *Biofuels and grain prices: impacts and policy responses*. Washington: International Food Policy Research Institute. 4 p.
- Saghaian, S. H. (2010). The impact of the oil sector on commodity price: correlation on causation? *Journal of Agricultural and Applied Economics* 42(3), 477-485.
- Schumpeter, J. A. (1982). *A teoria do desenvolvimento Econômico: uma investigação sobre lucros, capital, crédito, juro e o ciclo econômico*. São Paulo: Abril cultural.

- Serigati, F. (2012). Fundamentos *x* mercados financeiros. [Online] Disponível em: [https://www.agroanalysis.com.br/materia\\_detalhephp?idMateria=1314](https://www.agroanalysis.com.br/materia_detalhephp?idMateria=1314) [Acedido em 15 de julho 2015].
- Silva, C. R. L. & Carvalho, M. A. (1995). Taxa de câmbio e preços de commodities agrícolas. *Informações econômicas* 5(5), 23-35.
- Silva, F. M. & Coronel, D. A. (2012). Análise da causalidade e cointegração entre variáveis macroeconômicas e o Ibovespa. *Revista de Administração - Faces Journal* 11(3), 31-52.
- Silva, V. A. da, Gomes, M. F. M. & Mattos, L. B. de. (2013). Análise do processo de financeirização no mercado futuro brasileiro de boi gordo. *Revista de Economia Mackenzie* 11(1), 10-27.
- Simonsen, M. H. (1979). *Fundamentos da Teoria dos Preços. Microeconomia (parte 1)*, n. 27. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Economia, Fundação Getúlio Vargas. 194 p.
- Sims, C. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica* 48(1), 1-48.
- Smith, A. ([1776]1996). *A Riqueza das Nações*. Série Os Economistas. São Paulo: Ed. Nova Cultural.
- Souza, M. O., Marques, D. V., Souza, G. S. & Marra, R. O. (2010). Complexo da soja: aspectos descritivos e previsões. *Pesquisa Operacional para o Desenvolvimento* 2(1), 56-86.
- Souza, W. P. S. F., Annegues, A. C. & Maia, S. F. (2015). Preços de alimentos e dinâmica inflacionária no Brasil: uma aplicação do modelo de vetores autotregressivos (VAR). *Revista Economia e Desenvolvimento* 14(1), 111-125.

Sulzbach, V. N., Mergulhão, J. & Pereira, P. L. V. (2016). O conteúdo informacional das transações no mercado futuro de câmbio: uma investigação do caso brasileiro.

Ver. Bras. Finanças (online) 14(1), 7-43.

Taheripour, F. & Tyner, W. E. (2008). *Ethanol policy analysis- what have we learned so far?* New York, Choices. pp. 6-11

Tang, K. Y. & Xiong, W. (2012). Index investment and the financialization of commodities. *Financial Analysts Journal* 65(5), 54-74.

UNCTAD. (2011). United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD). *Trade and Development Report 2011*. Geneva: United Nations.

USDA. (2014). United States Department of Agriculture (USDA) - Foreign Agricultural Service. [Online] Disponível em: <https://www.fas.usda.gov> [Acedido em 15 de julho 2015].

USDA. (2018). United States Department of Agriculture (USDA) - Foreign Agricultural Service. [Online] Disponível em: <https://www.fas.usda.gov> [Acedido em 26 de janeiro 2019].

USDA. (2019). United States Department of Agriculture (USDA) - Foreign Agricultural Service. [Online] Disponível em: <https://www.fas.usda.gov> [Acedido em 26 de janeiro 2019].

Vandaele, W. (1983). *Applied time series and Box-Jenkins models*. Orlando, Florida: Academic Press. 417 p.

Varian, H. (2006). *Microeconomia: princípios básicos*. Rio de Janeiro: Ed. Campus.

Vartanian, P. R., Cia, J. C. & Mendes, W. S. (2013). *Econometria – Análise de dados com regressão linear*. São Paulo: Ed. Saint Paul.

- Vasconcelos, H. (2011). *Taxa de câmbio efectiva. Política económica e atividade empresarial, 2011*. [Online] Disponível em: <https://aquila.1.iseg.ulisboa.pt> [Acedido em 10 de abril 2015].
- Veríssimo, M. P., Xavier, C. L. & Vieira, F.V. (2012). Taxa de câmbio e preços de *commodities*: uma investigação sobre a hipótese da doença holandesa no Brasil. *Revista EconomiA* 13(1), 93-130.
- Von Braun, J., Ahmad, A., Okyere, K. A., Fan, S., Gulati, A., Hoddinotti, J. *et al.* (2008). High food prices: the what, who and how of proposed policy actions. Washington: International Food Policy Research Institute.
- Zhang, Q. & Reed, M. (2008). *Examining the impact of the world crude oil price on China's agricultural commodity prices: the case of corn, soybean, and pork*. The Southern Agricultural Economics Association Annual Meetings.
- Zivot, E. & Wang, J. (2006). Vector Autoregressive Models for Multivariate Time Series. In: *Modelling Financial Time Series with S-plus*. New York: Springer, pp. 385-429.

## DECLARAÇÃO

Findos quatro anos de análises e pesquisas, os quais foram repletos de desafios e aprendizagem, o resultado do doutoramento traduz-se em artigos publicados, apresentações em eventos científicos e elaboração de manuscritos já enviados para publicação ou em vias de sê-lo, importando referir o seguinte:

### **I) Artigos publicados em periódicos, em fase de correção e, ou submissão**

- 1) Pereira, E. S., Silva, J. R. & Maia, S. F. (2017). Os efeitos da taxa de câmbio e dos preços do petróleo nos preços internacionais das *commodities* brasileiras. *Revista Econômica do Nordeste* 48(1), 131-144. (ISSN impressa 0100-4956, ISSN eletrônica (*on line*) 2357-9226). Até o momento apresenta 3 citações, inclusive na *Applied Soft Computing*, no artigo “Ensemble approach based on bagging, boosting and stacking for short-term prediction in agribusiness time series”.
- 2) Pereira, E. S. & Silva, J. R. (2018). Preços da commodity soja e dinâmica cambial: uma aplicação do modelo de vetores autorregressivos. Submetido à *Revista Estudos Econômicos*. (Aceito, em fase de correção).
- 3) Pereira, E. S., Silva, J. R. (2019). Financialization of commodities: the influence of financial variables on the international price of coffee in 2000-2016”. (Submetido a *Rivista di Economia Agraria (REA)/Italian Review of Agricultural Economics*, em fase de análise).

- 4) Pereira, E. S. & Silva, J. R. (2019). Relationship between corn and oil prices and the exchange rate: an empirical analysis of the Brazilian case. (A ser submetido à Empirical Economics ou Journal of Commodity Market).

## **II) Artigos publicados em anais de eventos com avaliação**

- 1) Pereira, E. S., Silva, J. R. & Maia, S. F. (2018). *Financeirização de commodities: a influência de variáveis financeiras no preço internacional do café durante o período 2000-2016*. In: Anais do 56º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), Campinas-SP, Brasil, p. 1-16.
- 2) Pereira, E. S., Silva, J. R. & Maia, S. F. (2017). Preços da *commodity* soja e dinâmica cambial: uma aplicação do modelo de vetores autorregressivos. In: XXXI Congresso International de Economia Aplicada - ASEPELT, 2017, Lisboa. *Anais de Economia Aplicada 2017*. Lisboa: Socius-ISEG-ASEPELT, v.1, p. 93 – 108.
- 3) Pereira, E. S. & Silva, J. R. (2016). Relação entre os preços do milho, petróleo e taxa de câmbio no Brasil: uma análise empírica. In: Anais do 55º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), Maceió-AL, Brasil, p. 1-18.
- 4) Pereira, E. S., Silva, J. R. & Maia, S. F. (2015). Os efeitos da taxa de câmbio e dos preços do petróleo nos preços internacionais das *commodities* brasileiras. In: Anais do 54º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), João Pessoa-PB, Brasil, p. 1-20.



### III) Artigos apresentados em congressos

1) 53º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), realizado na Universidade Federal da Paraíba (UFPB) de 26 a 29 de julho de 2015, em João Pessoa, Paraíba, com a apresentação intitulada “Os efeitos da taxa de câmbio e do preço do petróleo nos preços internacionais das *commodities* brasileiras”.

2) 54º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), realizado na Universidade Federal de Alagoas (UFAL) de 14 a 17 de agosto de 2016, em Maceió, Alagoas, com a apresentação intitulada “Relação entre os preços internacionais do milho, petróleo e taxa de câmbio: uma análise empírica”.

3) XXXI Congresso Internacional de Economia Aplicada, promovido pela Associação Internacional de Economia Aplicada (ASEPELT), realizado de 5 a 8 de julho de 2017, no Instituto de Economia e Gestão (ISEG), em Lisboa, com a apresentação intitulada “Preços da *commodity* soja e dinâmica cambial: uma aplicação do modelo de vetores autorregressivos”.

4) 56º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), realizado na Universidade de Campinas (Unicamp) de 29 de julho a 1 de agosto de 2018, em Campinas, São Paulo, com a apresentação intitulada “Financeirização de *commodities*: A influência de variáveis financeiras no preço internacional do café durante o período 2000-2016”.

## **ANEXOS**

## ANEXO I

### ➤ ESTUDO DE ESTACIONARIEDADE

ANÁLISE EM NÍVEL - (Com Intercepto/ Com Intercepto e com Tendência/ Sem Intercepto e sem tendência) - 0 a 5 Defasagens

**Tabela 1 - Preço de commodities em nível - Com Intercepto – 0 Defasagem (ADF)**

Null Hypothesis: LPC has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.448549	0.5563
Test critical values:		
1% level	-3.483751	
5% level	-2.884856	
10% level	-2.579282	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPC)

Method: Least Squares

Date: 01/03/15 Time: 16:15

Sample (adjusted): 2002M02 2012M05

Included observations: 124 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPC(-1)	-0.034692	0.023949	-1.448549	0.1500
C	0.186039	0.128317	1.449836	0.1497
R-squared	0.016908	Mean dependent var		0.000209
Adjusted R-squared	0.008850	S.D. dependent var		0.031026
S.E. of regression	0.030889	Akaike info criterion		-4.100866
Sum squared resid	0.116400	Schwarz criterion		-4.055378
Log likelihood	256.2537	Hannan-Quinn criter.		-4.082388
F-statistic	2.098294	Durbin-Watson stat		1.036491
Prob(F-statistic)	0.150029			

**Tabela 2 - Preço de commodities em nível - Com Intercepto – 1 Defasagem (ADF)**

Null Hypothesis: LPC has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.548728	0.1067
Test critical values: 1% level	-3.484198	
5% level	-2.885051	
10% level	-2.579386	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPC)

Method: Least Squares

Date: 01/01/15 Time: 23:26

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPC(-1)	-0.053966	0.021174	-2.548728	0.0121
D(LPC(-1))	0.502016	0.079822	6.289224	0.0000
C	0.288986	0.113433	2.547634	0.0121
R-squared	0.260686	Mean dependent var		0.000189
Adjusted R-squared	0.248364	S.D. dependent var		0.031152
S.E. of regression	0.027008	Akaike info criterion		-4.361274
Sum squared resid	0.087532	Schwarz criterion		-4.292684
Log likelihood	271.2184	Hannan-Quinn criter.		-4.333413
F-statistic	21.15628	Durbin-Watson stat		2.096104
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tabela 3 - Preço de commodities em nível - Com Intercepto – 2 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LPC has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.548728	0.1067
Test critical values: 1% level	-3.484198	
5% level	-2.885051	
10% level	-2.579386	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPC)

Method: Least Squares

Date: 01/01/15 Time: 23:42

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPC(-1)	-0.053966	0.021174	-2.548728	0.0121
D(LPC(-1))	0.502016	0.079822	6.289224	0.0000
C	0.288986	0.113433	2.547634	0.0121
R-squared	0.260686	Mean dependent var		0.000189
Adjusted R-squared	0.248364	S.D. dependent var		0.031152
S.E. of regression	0.027008	Akaike info criterion		-4.361274
Sum squared resid	0.087532	Schwarz criterion		-4.292684
Log likelihood	271.2184	Hannan-Quinn criter.		-4.333413
F-statistic	21.15628	Durbin-Watson stat		2.096104
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tabela 4 - Preço de commodities em nível - Com Intercepto – 3 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LPC has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.548728	0.1067
Test critical values: 1% level	-3.484198	
5% level	-2.885051	
10% level	-2.579386	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPC)

Method: Least Squares

Date: 01/01/15 Time: 23:44

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPC(-1)	-0.053966	0.021174	-2.548728	0.0121
D(LPC(-1))	0.502016	0.079822	6.289224	0.0000
C	0.288986	0.113433	2.547634	0.0121
R-squared	0.260686	Mean dependent var		0.000189
Adjusted R-squared	0.248364	S.D. dependent var		0.031152
S.E. of regression	0.027008	Akaike info criterion		-4.361274
Sum squared resid	0.087532	Schwarz criterion		-4.292684
Log likelihood	271.2184	Hannan-Quinn criter.		-4.333413
F-statistic	21.15628	Durbin-Watson stat		2.096104
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tabela 5 - Preço de commodities em nível - Com Intercepto – 4 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LPC has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.548728	0.1067
Test critical values: 1% level	-3.484198	
5% level	-2.885051	
10% level	-2.579386	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPC)

Method: Least Squares

Date: 01/01/15 Time: 23:45

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPC(-1)	-0.053966	0.021174	-2.548728	0.0121
D(LPC(-1))	0.502016	0.079822	6.289224	0.0000
C	0.288986	0.113433	2.547634	0.0121
R-squared	0.260686	Mean dependent var		0.000189
Adjusted R-squared	0.248364	S.D. dependent var		0.031152
S.E. of regression	0.027008	Akaike info criterion		-4.361274
Sum squared resid	0.087532	Schwarz criterion		-4.292684
Log likelihood	271.2184	Hannan-Quinn criter.		-4.333413
F-statistic	21.15628	Durbin-Watson stat		2.096104
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tabela 6 - Preço de commodities em nível - Com Intercepto – 5 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LPC has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.548728	0.1067
Test critical values: 1% level	-3.484198	
5% level	-2.885051	
10% level	-2.579386	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPC)

Method: Least Squares

Date: 01/03/15 Time: 16:22

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPC(-1)	-0.053966	0.021174	-2.548728	0.0121
D(LPC(-1))	0.502016	0.079822	6.289224	0.0000
C	0.288986	0.113433	2.547634	0.0121
R-squared	0.260686	Mean dependent var		0.000189
Adjusted R-squared	0.248364	S.D. dependent var		0.031152
S.E. of regression	0.027008	Akaike info criterion		-4.361274
Sum squared resid	0.087532	Schwarz criterion		-4.292684
Log likelihood	271.2184	Hannan-Quinn criter.		-4.333413
F-statistic	21.15628	Durbin-Watson stat		2.096104
Prob(F-statistic)	0.000000			



**Tabela 7 - Preço de commodities em nível - Com Intercepto e com Tendência – 0 Defasagem (ADF)**

Null Hypothesis: LPC has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.180758	0.4957
Test critical values: 1% level	-4.033727	
5% level	-3.446464	
10% level	-3.148223	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LPC)  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/03/15 Time: 16:27  
 Sample (adjusted): 2002M02 2012M05  
 Included observations: 124 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPC(-1)	-0.062996	0.028887	-2.180758	0.0311
C	0.327593	0.151517	2.162091	0.0326
@TREND("2002M01")	0.000161	9.35E-05	1.722527	0.0875
R-squared	0.040438	Mean dependent var		0.000209
Adjusted R-squared	0.024578	S.D. dependent var		0.031026
S.E. of regression	0.030642	Akaike info criterion		-4.108963
Sum squared resid	0.113614	Schwarz criterion		-4.040730
Log likelihood	257.7557	Hannan-Quinn criter.		-4.081245
F-statistic	2.549613	Durbin-Watson stat		1.034163
Prob(F-statistic)	0.082303			

**Tabela 8 - Preço de commodities em nível - Com Intercepto e com Tendência – 1 Defasagem (ADF)**

Null Hypothesis: LPC has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.363119	0.0613
Test critical values: 1% level	-4.034356	
5% level	-3.446765	
10% level	-3.148399	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LPC)  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/01/15 Time: 23:46  
 Sample (adjusted): 2002M03 2012M05  
 Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPC(-1)	-0.086019	0.025577	-3.363119	0.0010
D(LPC(-1))	0.504724	0.078633	6.418733	0.0000
C	0.449340	0.134053	3.351947	0.0011
@TREND("2002M01")	0.000180	8.31E-05	2.164822	0.0324
R-squared	0.288698	Mean dependent var		0.000189
Adjusted R-squared	0.270766	S.D. dependent var		0.031152
S.E. of regression	0.026603	Akaike info criterion		-4.383640
Sum squared resid	0.084216	Schwarz criterion		-4.292187
Log likelihood	273.5939	Hannan-Quinn criter.		-4.346492
F-statistic	16.09962	Durbin-Watson stat		2.120611
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tabela 9 - Preço de commodities em nível - Com Intercepto e com Tendência – 2 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LPC has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.935964	0.0134
Test critical values: 1% level	-4.034997	
5% level	-3.447072	
10% level	-3.148578	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPC)

Method: Least Squares

Date: 01/01/15 Time: 23:54

Sample (adjusted): 2002M04 2012M05

Included observations: 122 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPC(-1)	-0.103855	0.026386	-3.935964	0.0001
D(LPC(-1))	0.441782	0.086921	5.082549	0.0000
D(LPC(-2))	0.144396	0.089925	1.605733	0.1110
C	0.541423	0.138187	3.918034	0.0002
@TREND("2002M01")	0.000227	8.44E-05	2.694816	0.0081
R-squared	0.315967	Mean dependent var		-6.02E-05
Adjusted R-squared	0.292581	S.D. dependent var		0.031157
S.E. of regression	0.026206	Akaike info criterion		-4.405558
Sum squared resid	0.080349	Schwarz criterion		-4.290640
Log likelihood	273.7391	Hannan-Quinn criter.		-4.358882
F-statistic	13.51107	Durbin-Watson stat		2.001625
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tabela 10 - Preço de commodities em nível - Com Intercepto e com Tendência – 3 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LPC has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.935964	0.0134
Test critical values: 1% level	-4.034997	
5% level	-3.447072	
10% level	-3.148578	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPC)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 00:02

Sample (adjusted): 2002M04 2012M05

Included observations: 122 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPC(-1)	-0.103855	0.026386	-3.935964	0.0001
D(LPC(-1))	0.441782	0.086921	5.082549	0.0000
D(LPC(-2))	0.144396	0.089925	1.605733	0.1110
C	0.541423	0.138187	3.918034	0.0002
@TREND("2002M01")	0.000227	8.44E-05	2.694816	0.0081
R-squared	0.315967	Mean dependent var		-6.02E-05
Adjusted R-squared	0.292581	S.D. dependent var		0.031157
S.E. of regression	0.026206	Akaike info criterion		-4.405558
Sum squared resid	0.080349	Schwarz criterion		-4.290640
Log likelihood	273.7391	Hannan-Quinn criter.		-4.358882
F-statistic	13.51107	Durbin-Watson stat		2.001625
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tabela 11 - Preço de commodities em nível - Com Intercepto e com Tendência – 4 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LPC has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.935964	0.0134
Test critical values: 1% level	-4.034997	
5% level	-3.447072	
10% level	-3.148578	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPC)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 00:05

Sample (adjusted): 2002M04 2012M05

Included observations: 122 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPC(-1)	-0.103855	0.026386	-3.935964	0.0001
D(LPC(-1))	0.441782	0.086921	5.082549	0.0000
D(LPC(-2))	0.144396	0.089925	1.605733	0.1110
C	0.541423	0.138187	3.918034	0.0002
@TREND("2002M01")	0.000227	8.44E-05	2.694816	0.0081
R-squared	0.315967	Mean dependent var		-6.02E-05
Adjusted R-squared	0.292581	S.D. dependent var		0.031157
S.E. of regression	0.026206	Akaike info criterion		-4.405558
Sum squared resid	0.080349	Schwarz criterion		-4.290640
Log likelihood	273.7391	Hannan-Quinn criter.		-4.358882
F-statistic	13.51107	Durbin-Watson stat		2.001625
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tabela 12 - Preço de commodities em nível - Com Intercepto e com Tendência – 5 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LPC has a unit root  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.935964	0.0134
Test critical values: 1% level	-4.034997	
5% level	-3.447072	
10% level	-3.148578	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(LPC)  
Method: Least Squares  
Date: 01/06/15 Time: 00:00  
Sample (adjusted): 2002M04 2012M05  
Included observations: 122 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPC(-1)	-0.103855	0.026386	-3.935964	0.0001
D(LPC(-1))	0.441782	0.086921	5.082549	0.0000
D(LPC(-2))	0.144396	0.089925	1.605733	0.1110
C	0.541423	0.138187	3.918034	0.0002
@TREND("2002M01")	0.000227	8.44E-05	2.694816	0.0081
R-squared	0.315967	Mean dependent var		-6.02E-05
Adjusted R-squared	0.292581	S.D. dependent var		0.031157
S.E. of regression	0.026206	Akaike info criterion		-4.405558
Sum squared resid	0.080349	Schwarz criterion		-4.290640
Log likelihood	273.7391	Hannan-Quinn criter.		-4.358882
F-statistic	13.51107	Durbin-Watson stat		2.001625
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tabela 13 - Preço de commodities em nível - Sem Intercepto e sem Tendência – 0 Defasagem (ADF)**

Null Hypothesis: LPC has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.043667	0.6949
Test critical values: 1% level	-2.583744	
5% level	-1.943427	
10% level	-1.615011	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPC)

Method: Least Squares

Date: 01/03/15 Time: 16:39

Sample (adjusted): 2002M02 2012M05

Included observations: 124 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPC(-1)	2.27E-05	0.000520	0.043667	0.9652
R-squared	-0.000030	Mean dependent var		0.000209
Adjusted R-squared	-0.000030	S.D. dependent var		0.031026
S.E. of regression	0.031027	Akaike info criterion		-4.099912
Sum squared resid	0.118406	Schwarz criterion		-4.077168
Log likelihood	255.1946	Hannan-Quinn criter.		-4.090673
Durbin-Watson stat	1.053903			

**Tabela 14 - Preço de commodities em nível - Sem Intercepto e sem Tendência – 1 Defasagem (ADF)**

Null Hypothesis: LPC has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.076588	0.6553
Test critical values: 1% level	-2.583898	
5% level	-1.943449	
10% level	-1.614997	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPC)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 00:07

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPC(-1)	-3.56E-05	0.000465	-0.076588	0.9391
D(LPC(-1))	0.472826	0.080767	5.854173	0.0000
R-squared	0.220698	Mean dependent var		0.000189
Adjusted R-squared	0.214258	S.D. dependent var		0.031152
S.E. of regression	0.027614	Akaike info criterion		-4.324859
Sum squared resid	0.092267	Schwarz criterion		-4.279133
Log likelihood	267.9789	Hannan-Quinn criter.		-4.306285
Durbin-Watson stat	2.031278			



**Tabela 15- Preço de commodities em nível - Sem Intercepto e sem Tendência – 2 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LPC has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.076588	0.6553
Test critical values: 1% level	-2.583898	
5% level	-1.943449	
10% level	-1.614997	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPC)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 00:15

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPC(-1)	-3.56E-05	0.000465	-0.076588	0.9391
D(LPC(-1))	0.472826	0.080767	5.854173	0.0000
R-squared	0.220698	Mean dependent var		0.000189
Adjusted R-squared	0.214258	S.D. dependent var		0.031152
S.E. of regression	0.027614	Akaike info criterion		-4.324859
Sum squared resid	0.092267	Schwarz criterion		-4.279133
Log likelihood	267.9789	Hannan-Quinn criter.		-4.306285
Durbin-Watson stat	2.031278			

**Tabela 16 - Preço de commodities em nível - Sem Intercepto e sem Tendência – 3 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LPC has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.076588	0.6553
Test critical values:		
1% level	-2.583898	
5% level	-1.943449	
10% level	-1.614997	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPC)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 00:16

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPC(-1)	-3.56E-05	0.000465	-0.076588	0.9391
D(LPC(-1))	0.472826	0.080767	5.854173	0.0000
R-squared	0.220698	Mean dependent var		0.000189
Adjusted R-squared	0.214258	S.D. dependent var		0.031152
S.E. of regression	0.027614	Akaike info criterion		-4.324859
Sum squared resid	0.092267	Schwarz criterion		-4.279133
Log likelihood	267.9789	Hannan-Quinn criter.		-4.306285
Durbin-Watson stat	2.031278			

**Tabela 17 - Preço de commodities em nível - Sem Intercepto e sem Tendência – 4 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LPC has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.076588	0.6553
Test critical values:		
1% level	-2.583898	
5% level	-1.943449	
10% level	-1.614997	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPC)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 00:18

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPC(-1)	-3.56E-05	0.000465	-0.076588	0.9391
D(LPC(-1))	0.472826	0.080767	5.854173	0.0000
R-squared	0.220698	Mean dependent var		0.000189
Adjusted R-squared	0.214258	S.D. dependent var		0.031152
S.E. of regression	0.027614	Akaike info criterion		-4.324859
Sum squared resid	0.092267	Schwarz criterion		-4.279133
Log likelihood	267.9789	Hannan-Quinn criter.		-4.306285
Durbin-Watson stat	2.031278			

**Tabela 18 - Preço de commodities em nível - Sem Intercepto e sem Tendência – 5 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LPC has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.076588	0.6553
Test critical values: 1% level	-2.583898	
5% level	-1.943449	
10% level	-1.614997	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPC)

Method: Least Squares

Date: 01/06/15 Time: 00:02

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPC(-1)	-3.56E-05	0.000465	-0.076588	0.9391
D(LPC(-1))	0.472826	0.080767	5.854173	0.0000
R-squared	0.220698	Mean dependent var		0.000189
Adjusted R-squared	0.214258	S.D. dependent var		0.031152
S.E. of regression	0.027614	Akaike info criterion		-4.324859
Sum squared resid	0.092267	Schwarz criterion		-4.279133
Log likelihood	267.9789	Hannan-Quinn criter.		-4.306285
Durbin-Watson stat	2.031278			

**Tabela 19 - Preço de Petróleo em nível - Com Intercepto – 0 Defasagem (ADF)**

Null Hypothesis: LPP has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.896824	0.3329
Test critical values: 1% level	-3.483751	
5% level	-2.884856	
10% level	-2.579282	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPP)

Method: Least Squares

Date: 01/06/15 Time: 00:04

Sample (adjusted): 2002M02 2012M05

Included observations: 124 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPP(-1)	-0.043270	0.022812	-1.896824	0.0602
C	0.267207	0.137197	1.947615	0.0538
R-squared	0.028646	Mean dependent var		0.007348
Adjusted R-squared	0.020685	S.D. dependent var		0.083377
S.E. of regression	0.082510	Akaike info criterion		-2.135788
Sum squared resid	0.830572	Schwarz criterion		-2.090299
Log likelihood	134.4188	Hannan-Quinn criter.		-2.117309
F-statistic	3.597941	Durbin-Watson stat		1.366161
Prob(F-statistic)	0.060215			

**Tabela 20 - Preço de Petróleo em nível - Com Intercepto – 1 Defasagem (ADF)**

Null Hypothesis: LPP has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.307611	0.1712
Test critical values: 1% level	-3.484198	
5% level	-2.885051	
10% level	-2.579386	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPP)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 00:22

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPP(-1)	-0.051156	0.022168	-2.307611	0.0227
D(LPP(-1))	0.324103	0.086022	3.767670	0.0003
C	0.311908	0.133364	2.338776	0.0210
R-squared	0.130395	Mean dependent var		0.007090
Adjusted R-squared	0.115902	S.D. dependent var		0.083668
S.E. of regression	0.078670	Akaike info criterion		-2.223013
Sum squared resid	0.742683	Schwarz criterion		-2.154423
Log likelihood	139.7153	Hannan-Quinn criter.		-2.195152
F-statistic	8.996877	Durbin-Watson stat		2.074545
Prob(F-statistic)	0.000229			

**Tabela 21 - Preço de Petróleo em nível - Com Intercepto – 2 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LPP has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.291911	0.1762
Test critical values: 1% level	-3.484653	
5% level	-2.885249	
10% level	-2.579491	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPP)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 00:30

Sample (adjusted): 2002M04 2012M05

Included observations: 122 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPP(-1)	-0.051530	0.022483	-2.291911	0.0237
D(LPP(-1))	0.275527	0.088751	3.104480	0.0024
D(LPP(-2))	0.148733	0.089898	1.654467	0.1007
C	0.312299	0.135264	2.308821	0.0227
R-squared	0.141646	Mean dependent var		0.005810
Adjusted R-squared	0.119823	S.D. dependent var		0.082795
S.E. of regression	0.077676	Akaike info criterion		-2.240297
Sum squared resid	0.711965	Schwarz criterion		-2.148362
Log likelihood	140.6581	Hannan-Quinn criter.		-2.202956
F-statistic	6.490784	Durbin-Watson stat		1.981428
Prob(F-statistic)	0.000420			

**Tabela 22- Preço de Petróleo em nível - Com Intercepto – 3 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LPP has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.291911	0.1762
Test critical values: 1% level	-3.484653	
5% level	-2.885249	
10% level	-2.579491	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPP)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 00:33

Sample (adjusted): 2002M04 2012M05

Included observations: 122 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPP(-1)	-0.051530	0.022483	-2.291911	0.0237
D(LPP(-1))	0.275527	0.088751	3.104480	0.0024
D(LPP(-2))	0.148733	0.089898	1.654467	0.1007
C	0.312299	0.135264	2.308821	0.0227
R-squared	0.141646	Mean dependent var		0.005810
Adjusted R-squared	0.119823	S.D. dependent var		0.082795
S.E. of regression	0.077676	Akaike info criterion		-2.240297
Sum squared resid	0.711965	Schwarz criterion		-2.148362
Log likelihood	140.6581	Hannan-Quinn criter.		-2.202956
F-statistic	6.490784	Durbin-Watson stat		1.981428
Prob(F-statistic)	0.000420			



**Tabela 23 - Preço de Petróleo em nível - Com Intercepto – 4 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LPP has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.291911	0.1762
Test critical values: 1% level	-3.484653	
5% level	-2.885249	
10% level	-2.579491	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPP)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 00:34

Sample (adjusted): 2002M04 2012M05

Included observations: 122 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPP(-1)	-0.051530	0.022483	-2.291911	0.0237
D(LPP(-1))	0.275527	0.088751	3.104480	0.0024
D(LPP(-2))	0.148733	0.089898	1.654467	0.1007
C	0.312299	0.135264	2.308821	0.0227
R-squared	0.141646	Mean dependent var		0.005810
Adjusted R-squared	0.119823	S.D. dependent var		0.082795
S.E. of regression	0.077676	Akaike info criterion		-2.240297
Sum squared resid	0.711965	Schwarz criterion		-2.148362
Log likelihood	140.6581	Hannan-Quinn criter.		-2.202956
F-statistic	6.490784	Durbin-Watson stat		1.981428
Prob(F-statistic)	0.000420			

**Tabela 23 - Preço de Petróleo em nível - Com Intercepto – 5 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LPP has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.291911	0.1762
Test critical values: 1% level	-3.484653	
5% level	-2.885249	
10% level	-2.579491	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPP)

Method: Least Squares

Date: 01/06/15 Time: 00:08

Sample (adjusted): 2002M04 2012M05

Included observations: 122 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPP(-1)	-0.051530	0.022483	-2.291911	0.0237
D(LPP(-1))	0.275527	0.088751	3.104480	0.0024
D(LPP(-2))	0.148733	0.089898	1.654467	0.1007
C	0.312299	0.135264	2.308821	0.0227
R-squared	0.141646	Mean dependent var		0.005810
Adjusted R-squared	0.119823	S.D. dependent var		0.082795
S.E. of regression	0.077676	Akaike info criterion		-2.240297
Sum squared resid	0.711965	Schwarz criterion		-2.148362
Log likelihood	140.6581	Hannan-Quinn criter.		-2.202956
F-statistic	6.490784	Durbin-Watson stat		1.981428
Prob(F-statistic)	0.000420			

**Tabela 24 - Preço de Petróleo em nível - Com Intercepto e com Tendência – 0 Defasagem (ADF)**

Null Hypothesis: LPP has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.161209	0.5065
Test critical values: 1% level	-4.033727	
5% level	-3.446464	
10% level	-3.148223	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LPP)  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/06/15 Time: 00:10  
 Sample (adjusted): 2002M02 2012M05  
 Included observations: 124 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPP(-1)	-0.071788	0.033217	-2.161209	0.0326
C	0.416254	0.186366	2.233535	0.0274
@TREND("2002M01")	0.000356	0.000301	1.179453	0.2405
R-squared	0.039687	Mean dependent var		0.007348
Adjusted R-squared	0.023814	S.D. dependent var		0.083377
S.E. of regression	0.082378	Akaike info criterion		-2.131090
Sum squared resid	0.821131	Schwarz criterion		-2.062857
Log likelihood	135.1276	Hannan-Quinn criter.		-2.103372
F-statistic	2.500293	Durbin-Watson stat		1.344489
Prob(F-statistic)	0.086293			

**Tabela 25 - Preço de Petróleo em nível - Com Intercepto e com Tendência – 1 Defasagem (ADF)**

Null Hypothesis: LPP has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.946826	0.1518
Test critical values: 1% level	-4.034356	
5% level	-3.446765	
10% level	-3.148399	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LPP)  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/02/15 Time: 00:36  
 Sample (adjusted): 2002M03 2012M05  
 Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPP(-1)	-0.094337	0.032013	-2.946826	0.0039
D(LPP(-1))	0.348377	0.086165	4.043140	0.0001
C	0.537550	0.179622	2.992674	0.0034
@TREND("2002M01")	0.000535	0.000289	1.852790	0.0664
R-squared	0.154778	Mean dependent var		0.007090
Adjusted R-squared	0.133470	S.D. dependent var		0.083668
S.E. of regression	0.077885	Akaike info criterion		-2.235192
Sum squared resid	0.721859	Schwarz criterion		-2.143739
Log likelihood	141.4643	Hannan-Quinn criter.		-2.198044
F-statistic	7.263794	Durbin-Watson stat		2.104979
Prob(F-statistic)	0.000162			

**Tabela 26 - Preço de Petróleo em nível - Com Intercepto e com Tendência – 2 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LPP has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.311393	0.0693
Test critical values: 1% level	-4.034997	
5% level	-3.447072	
10% level	-3.148578	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPP)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 00:39

Sample (adjusted): 2002M04 2012M05

Included observations: 122 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPP(-1)	-0.107486	0.032459	-3.311393	0.0012
D(LPP(-1))	0.294120	0.087456	3.363071	0.0010
D(LPP(-2))	0.190023	0.089955	2.112429	0.0368
C	0.605323	0.182108	3.323980	0.0012
@TREND("2002M01")	0.000678	0.000288	2.350391	0.0204
R-squared	0.180347	Mean dependent var		0.005810
Adjusted R-squared	0.152324	S.D. dependent var		0.082795
S.E. of regression	0.076229	Akaike info criterion		-2.270040
Sum squared resid	0.679864	Schwarz criterion		-2.155121
Log likelihood	143.4724	Hannan-Quinn criter.		-2.223363
F-statistic	6.435824	Durbin-Watson stat		1.998000
Prob(F-statistic)	0.000102			

**Tabela 27 - Preço de Petróleo em nível - Com Intercepto e com Tendência – 3 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LPP has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.311393	0.0693
Test critical values: 1% level	-4.034997	
5% level	-3.447072	
10% level	-3.148578	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPP)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 00:41

Sample (adjusted): 2002M04 2012M05

Included observations: 122 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPP(-1)	-0.107486	0.032459	-3.311393	0.0012
D(LPP(-1))	0.294120	0.087456	3.363071	0.0010
D(LPP(-2))	0.190023	0.089955	2.112429	0.0368
C	0.605323	0.182108	3.323980	0.0012
@TREND("2002M01")	0.000678	0.000288	2.350391	0.0204
R-squared	0.180347	Mean dependent var		0.005810
Adjusted R-squared	0.152324	S.D. dependent var		0.082795
S.E. of regression	0.076229	Akaike info criterion		-2.270040
Sum squared resid	0.679864	Schwarz criterion		-2.155121
Log likelihood	143.4724	Hannan-Quinn criter.		-2.223363
F-statistic	6.435824	Durbin-Watson stat		1.998000
Prob(F-statistic)	0.000102			

**Tabela 28 - Preço de Petróleo em nível - Com Intercepto e com Tendência – 4 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LPP has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.311393	0.0693
Test critical values: 1% level	-4.034997	
5% level	-3.447072	
10% level	-3.148578	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LPP)  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/02/15 Time: 00:42  
 Sample (adjusted): 2002M04 2012M05  
 Included observations: 122 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPP(-1)	-0.107486	0.032459	-3.311393	0.0012
D(LPP(-1))	0.294120	0.087456	3.363071	0.0010
D(LPP(-2))	0.190023	0.089955	2.112429	0.0368
C	0.605323	0.182108	3.323980	0.0012
@TREND("2002M01")	0.000678	0.000288	2.350391	0.0204
R-squared	0.180347	Mean dependent var		0.005810
Adjusted R-squared	0.152324	S.D. dependent var		0.082795
S.E. of regression	0.076229	Akaike info criterion		-2.270040
Sum squared resid	0.679864	Schwarz criterion		-2.155121
Log likelihood	143.4724	Hannan-Quinn criter.		-2.223363
F-statistic	6.435824	Durbin-Watson stat		1.998000
Prob(F-statistic)	0.000102			

**Tabela 29 - Preço de Petróleo em nível - Com Intercepto e com Tendência – 5 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LPP has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.311393	0.0693
Test critical values: 1% level	-4.034997	
5% level	-3.447072	
10% level	-3.148578	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPP)

Method: Least Squares

Date: 01/06/15 Time: 00:13

Sample (adjusted): 2002M04 2012M05

Included observations: 122 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPP(-1)	-0.107486	0.032459	-3.311393	0.0012
D(LPP(-1))	0.294120	0.087456	3.363071	0.0010
D(LPP(-2))	0.190023	0.089955	2.112429	0.0368
C	0.605323	0.182108	3.323980	0.0012
@TREND("2002M01")	0.000678	0.000288	2.350391	0.0204
R-squared	0.180347	Mean dependent var		0.005810
Adjusted R-squared	0.152324	S.D. dependent var		0.082795
S.E. of regression	0.076229	Akaike info criterion		-2.270040
Sum squared resid	0.679864	Schwarz criterion		-2.155121
Log likelihood	143.4724	Hannan-Quinn criter.		-2.223363
F-statistic	6.435824	Durbin-Watson stat		1.998000
Prob(F-statistic)	0.000102			



**Tabela 30 - Preço de Petróleo em nível - Sem Intercepto e sem Tendência – 0 Defasagem (ADF)**

Null Hypothesis: LPP has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.877910	0.8973
Test critical values: 1% level	-2.583744	
5% level	-1.943427	
10% level	-1.615011	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPP)

Method: Least Squares

Date: 01/03/15 Time: 17:07

Sample (adjusted): 2002M02 2012M05

Included observations: 124 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPP(-1)	0.001094	0.001246	0.877910	0.3817
R-squared	-0.001555	Mean dependent var		0.007348
Adjusted R-squared	-0.001555	S.D. dependent var		0.083377
S.E. of regression	0.083442	Akaike info criterion		-2.121298
Sum squared resid	0.856396	Schwarz criterion		-2.098554
Log likelihood	132.5205	Hannan-Quinn criter.		-2.112059
Durbin-Watson stat	1.384045			

**Tabela 31 - Preço de Petróleo em nível - Sem Intercepto e sem Tendência – 1 Defasagem (ADF)**

Null Hypothesis: LPP has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.511188	0.8247
Test critical values: 1% level	-2.583898	
5% level	-1.943449	
10% level	-1.614997	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPP)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 00:44

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPP(-1)	0.000617	0.001207	0.511188	0.6102
D(LPP(-1))	0.305534	0.087223	3.502915	0.0006
R-squared	0.090757	Mean dependent var		0.007090
Adjusted R-squared	0.083242	S.D. dependent var		0.083668
S.E. of regression	0.080110	Akaike info criterion		-2.194699
Sum squared resid	0.776536	Schwarz criterion		-2.148972
Log likelihood	136.9740	Hannan-Quinn criter.		-2.176125
Durbin-Watson stat	2.043997			

**Tabela 32 - Preço de Petróleo em nível - Sem Intercepto e sem Tendência – 2 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LPP has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.511188	0.8247
Test critical values: 1% level	-2.583898	
5% level	-1.943449	
10% level	-1.614997	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPP)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 00:48

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPP(-1)	0.000617	0.001207	0.511188	0.6102
D(LPP(-1))	0.305534	0.087223	3.502915	0.0006
R-squared	0.090757	Mean dependent var		0.007090
Adjusted R-squared	0.083242	S.D. dependent var		0.083668
S.E. of regression	0.080110	Akaike info criterion		-2.194699
Sum squared resid	0.776536	Schwarz criterion		-2.148972
Log likelihood	136.9740	Hannan-Quinn criter.		-2.176125
Durbin-Watson stat	2.043997			

**Tabela 33- Preço de Petróleo em nível - Sem Intercepto e sem Tendência – 3 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LPP has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.511188	0.8247
Test critical values: 1% level	-2.583898	
5% level	-1.943449	
10% level	-1.614997	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPP)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 00:49

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPP(-1)	0.000617	0.001207	0.511188	0.6102
D(LPP(-1))	0.305534	0.087223	3.502915	0.0006
R-squared	0.090757	Mean dependent var		0.007090
Adjusted R-squared	0.083242	S.D. dependent var		0.083668
S.E. of regression	0.080110	Akaike info criterion		-2.194699
Sum squared resid	0.776536	Schwarz criterion		-2.148972
Log likelihood	136.9740	Hannan-Quinn criter.		-2.176125
Durbin-Watson stat	2.043997			

**Tabela 34 - Preço de Petróleo em nível - Sem Intercepto e sem Tendência – 4 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LPP has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.511188	0.8247
Test critical values: 1% level	-2.583898	
5% level	-1.943449	
10% level	-1.614997	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPP)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 00:50

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPP(-1)	0.000617	0.001207	0.511188	0.6102
D(LPP(-1))	0.305534	0.087223	3.502915	0.0006
R-squared	0.090757	Mean dependent var		0.007090
Adjusted R-squared	0.083242	S.D. dependent var		0.083668
S.E. of regression	0.080110	Akaike info criterion		-2.194699
Sum squared resid	0.776536	Schwarz criterion		-2.148972
Log likelihood	136.9740	Hannan-Quinn criter.		-2.176125
Durbin-Watson stat	2.043997			

**Tabela 35 - Preço de Petróleo em nível - Sem Intercepto e sem Tendência – 5 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LPP has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.511188	0.8247
Test critical values: 1% level	-2.583898	
5% level	-1.943449	
10% level	-1.614997	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPP)

Method: Least Squares

Date: 01/06/15 Time: 00:18

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPP(-1)	0.000617	0.001207	0.511188	0.6102
D(LPP(-1))	0.305534	0.087223	3.502915	0.0006
R-squared	0.090757	Mean dependent var		0.007090
Adjusted R-squared	0.083242	S.D. dependent var		0.083668
S.E. of regression	0.080110	Akaike info criterion		-2.194699
Sum squared resid	0.776536	Schwarz criterion		-2.148972
Log likelihood	136.9740	Hannan-Quinn criter.		-2.176125
Durbin-Watson stat	2.043997			

**Tabela 36 - Taxa de câmbio em nível - Com Intercepto – 0 Defasagem (ADF)**

Null Hypothesis: LTX has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.137057	0.6996
Test critical values:		
1% level	-3.483751	
5% level	-2.884856	
10% level	-2.579282	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTX)

Method: Least Squares

Date: 01/03/15 Time: 17:16

Sample (adjusted): 2002M02 2012M05

Included observations: 124 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTX(-1)	-0.024937	0.021931	-1.137057	0.2577
C	0.112122	0.098003	1.144065	0.2548
R-squared	0.010486	Mean dependent var		0.000756
Adjusted R-squared	0.002376	S.D. dependent var		0.038582
S.E. of regression	0.038536	Akaike info criterion		-3.658443
Sum squared resid	0.181174	Schwarz criterion		-3.612954
Log likelihood	228.8234	Hannan-Quinn criter.		-3.639964
F-statistic	1.292899	Durbin-Watson stat		1.307368
Prob(F-statistic)	0.257743			

**Tabela 37 - Taxa de câmbio em nível - Com Intercepto – 1 Defasagem (ADF)**

Null Hypothesis: LTX has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.616715	0.4710
Test critical values: 1% level	-3.484198	
5% level	-2.885051	
10% level	-2.579386	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTX)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 00:54

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTX(-1)	-0.033744	0.020872	-1.616715	0.1086
D(LTX(-1))	0.344640	0.086576	3.980773	0.0001
C	0.151730	0.093248	1.627168	0.1063
R-squared	0.124841	Mean dependent var		0.001141
Adjusted R-squared	0.110255	S.D. dependent var		0.038501
S.E. of regression	0.036316	Akaike info criterion		-3.769013
Sum squared resid	0.158265	Schwarz criterion		-3.700423
Log likelihood	234.7943	Hannan-Quinn criter.		-3.741152
F-statistic	8.558988	Durbin-Watson stat		2.048682
Prob(F-statistic)	0.000335			



**Tabela 38 - Taxa de câmbio em nível - Com Intercepto – 2 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LTX has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.616715	0.4710
Test critical values: 1% level	-3.484198	
5% level	-2.885051	
10% level	-2.579386	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTX)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 01:07

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTX(-1)	-0.033744	0.020872	-1.616715	0.1086
D(LTX(-1))	0.344640	0.086576	3.980773	0.0001
C	0.151730	0.093248	1.627168	0.1063
R-squared	0.124841	Mean dependent var		0.001141
Adjusted R-squared	0.110255	S.D. dependent var		0.038501
S.E. of regression	0.036316	Akaike info criterion		-3.769013
Sum squared resid	0.158265	Schwarz criterion		-3.700423
Log likelihood	234.7943	Hannan-Quinn criter.		-3.741152
F-statistic	8.558988	Durbin-Watson stat		2.048682
Prob(F-statistic)	0.000335			

**Tabela 39 - Taxa de câmbio em nível - Com Intercepto – 3 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LTX has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.616715	0.4710
Test critical values: 1% level	-3.484198	
5% level	-2.885051	
10% level	-2.579386	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTX)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 01:10

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTX(-1)	-0.033744	0.020872	-1.616715	0.1086
D(LTX(-1))	0.344640	0.086576	3.980773	0.0001
C	0.151730	0.093248	1.627168	0.1063
R-squared	0.124841	Mean dependent var		0.001141
Adjusted R-squared	0.110255	S.D. dependent var		0.038501
S.E. of regression	0.036316	Akaike info criterion		-3.769013
Sum squared resid	0.158265	Schwarz criterion		-3.700423
Log likelihood	234.7943	Hannan-Quinn criter.		-3.741152
F-statistic	8.558988	Durbin-Watson stat		2.048682
Prob(F-statistic)	0.000335			

**Tabela 40 - Taxa de câmbio em nível - Com Intercepto – 4 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LTX has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.616715	0.4710
Test critical values: 1% level	-3.484198	
5% level	-2.885051	
10% level	-2.579386	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTX)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 01:11

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTX(-1)	-0.033744	0.020872	-1.616715	0.1086
D(LTX(-1))	0.344640	0.086576	3.980773	0.0001
C	0.151730	0.093248	1.627168	0.1063
R-squared	0.124841	Mean dependent var		0.001141
Adjusted R-squared	0.110255	S.D. dependent var		0.038501
S.E. of regression	0.036316	Akaike info criterion		-3.769013
Sum squared resid	0.158265	Schwarz criterion		-3.700423
Log likelihood	234.7943	Hannan-Quinn criter.		-3.741152
F-statistic	8.558988	Durbin-Watson stat		2.048682
Prob(F-statistic)	0.000335			

**Tabela 41 - Taxa de câmbio em nível - Com Intercepto – 5 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LTX has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.616715	0.4710
Test critical values: 1% level	-3.484198	
5% level	-2.885051	
10% level	-2.579386	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTX)

Method: Least Squares

Date: 01/06/15 Time: 00:23

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTX(-1)	-0.033744	0.020872	-1.616715	0.1086
D(LTX(-1))	0.344640	0.086576	3.980773	0.0001
C	0.151730	0.093248	1.627168	0.1063
R-squared	0.124841	Mean dependent var		0.001141
Adjusted R-squared	0.110255	S.D. dependent var		0.038501
S.E. of regression	0.036316	Akaike info criterion		-3.769013
Sum squared resid	0.158265	Schwarz criterion		-3.700423
Log likelihood	234.7943	Hannan-Quinn criter.		-3.741152
F-statistic	8.558988	Durbin-Watson stat		2.048682
Prob(F-statistic)	0.000335			

**Tabela 42 - Taxa de câmbio em nível - Com Intercepto e com Tendência – 0 Defasagem (ADF)**

Null Hypothesis: LTX has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.401654	0.9865
Test critical values: 1% level	-4.033727	
5% level	-3.446464	
10% level	-3.148223	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTX)

Method: Least Squares

Date: 01/03/15 Time: 17:20

Sample (adjusted): 2002M02 2012M05

Included observations: 124 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTX(-1)	-0.011874	0.029563	-0.401654	0.6886
C	0.048403	0.137650	0.351637	0.7257
@TREND("2002M01")	8.61E-05	0.000130	0.660796	0.5100
R-squared	0.014044	Mean dependent var		0.000756
Adjusted R-squared	-0.002252	S.D. dependent var		0.038582
S.E. of regression	0.038625	Akaike info criterion		-3.645916
Sum squared resid	0.180523	Schwarz criterion		-3.577683
Log likelihood	229.0468	Hannan-Quinn criter.		-3.618198
F-statistic	0.861790	Durbin-Watson stat		1.328910
Prob(F-statistic)	0.424981			

**Tabela 43 - Taxa de câmbio em nível - Com Intercepto e com Tendência – 1 Defasagem (ADF)**

Null Hypothesis: LTX has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.467383	0.8355
Test critical values: 1% level	-4.034356	
5% level	-3.446765	
10% level	-3.148399	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTX)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 01:14

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTX(-1)	-0.042349	0.028860	-1.467383	0.1449
D(LTX(-1))	0.353816	0.089414	3.957046	0.0001
C	0.193645	0.134574	1.438954	0.1528
@TREND("2002M01")	-5.55E-05	0.000128	-0.433350	0.6655
R-squared	0.126220	Mean dependent var		0.001141
Adjusted R-squared	0.104192	S.D. dependent var		0.038501
S.E. of regression	0.036440	Akaike info criterion		-3.754329
Sum squared resid	0.158015	Schwarz criterion		-3.662876
Log likelihood	234.8913	Hannan-Quinn criter.		-3.717181
F-statistic	5.729969	Durbin-Watson stat		2.054981
Prob(F-statistic)	0.001070			

**Tabela 44 - Taxa de câmbio em nível - Com Intercepto e com Tendência – 2 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LTX has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.467383	0.8355
Test critical values: 1% level	-4.034356	
5% level	-3.446765	
10% level	-3.148399	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTX)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 01:15

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTX(-1)	-0.042349	0.028860	-1.467383	0.1449
D(LTX(-1))	0.353816	0.089414	3.957046	0.0001
C	0.193645	0.134574	1.438954	0.1528
@TREND("2002M01")	-5.55E-05	0.000128	-0.433350	0.6655
R-squared	0.126220	Mean dependent var		0.001141
Adjusted R-squared	0.104192	S.D. dependent var		0.038501
S.E. of regression	0.036440	Akaike info criterion		-3.754329
Sum squared resid	0.158015	Schwarz criterion		-3.662876
Log likelihood	234.8913	Hannan-Quinn criter.		-3.717181
F-statistic	5.729969	Durbin-Watson stat		2.054981
Prob(F-statistic)	0.001070			

**Tabela 45 - Taxa de câmbio em nível - Com Intercepto e com Tendência – 3 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LTX has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.467383	0.8355
Test critical values: 1% level	-4.034356	
5% level	-3.446765	
10% level	-3.148399	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTX)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 01:18

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTX(-1)	-0.042349	0.028860	-1.467383	0.1449
D(LTX(-1))	0.353816	0.089414	3.957046	0.0001
C	0.193645	0.134574	1.438954	0.1528
@TREND("2002M01")	-5.55E-05	0.000128	-0.433350	0.6655
R-squared	0.126220	Mean dependent var		0.001141
Adjusted R-squared	0.104192	S.D. dependent var		0.038501
S.E. of regression	0.036440	Akaike info criterion		-3.754329
Sum squared resid	0.158015	Schwarz criterion		-3.662876
Log likelihood	234.8913	Hannan-Quinn criter.		-3.717181
F-statistic	5.729969	Durbin-Watson stat		2.054981
Prob(F-statistic)	0.001070			



**Tabela 46 - Taxa de câmbio em nível - Com Intercepto e com Tendência – 4 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LTX has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.467383	0.8355
Test critical values: 1% level	-4.034356	
5% level	-3.446765	
10% level	-3.148399	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTX)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 01:19

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTX(-1)	-0.042349	0.028860	-1.467383	0.1449
D(LTX(-1))	0.353816	0.089414	3.957046	0.0001
C	0.193645	0.134574	1.438954	0.1528
@TREND("2002M01")	-5.55E-05	0.000128	-0.433350	0.6655
R-squared	0.126220	Mean dependent var		0.001141
Adjusted R-squared	0.104192	S.D. dependent var		0.038501
S.E. of regression	0.036440	Akaike info criterion		-3.754329
Sum squared resid	0.158015	Schwarz criterion		-3.662876
Log likelihood	234.8913	Hannan-Quinn criter.		-3.717181
F-statistic	5.729969	Durbin-Watson stat		2.054981
Prob(F-statistic)	0.001070			

**Tabela 47 - Taxa de câmbio em nível - Com Intercepto e com Tendência – 5 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LTX has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.467383	0.8355
Test critical values: 1% level	-4.034356	
5% level	-3.446765	
10% level	-3.148399	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTX)

Method: Least Squares

Date: 01/06/15 Time: 00:26

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTX(-1)	-0.042349	0.028860	-1.467383	0.1449
D(LTX(-1))	0.353816	0.089414	3.957046	0.0001
C	0.193645	0.134574	1.438954	0.1528
@TREND("2002M01")	-5.55E-05	0.000128	-0.433350	0.6655
R-squared	0.126220	Mean dependent var		0.001141
Adjusted R-squared	0.104192	S.D. dependent var		0.038501
S.E. of regression	0.036440	Akaike info criterion		-3.754329
Sum squared resid	0.158015	Schwarz criterion		-3.662876
Log likelihood	234.8913	Hannan-Quinn criter.		-3.717181
F-statistic	5.729969	Durbin-Watson stat		2.054981
Prob(F-statistic)	0.001070			

**Tabela 48 - Taxa de câmbio em nível - Sem Intercepto e sem Tendência – 0 Defasagem (ADF)**

Null Hypothesis: LTX has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.178024	0.7362
Test critical values: 1% level	-2.583744	
5% level	-1.943427	
10% level	-1.615011	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTX)

Method: Least Squares

Date: 01/06/15 Time: 00:27

Sample (adjusted): 2002M02 2012M05

Included observations: 124 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTX(-1)	0.000138	0.000775	0.178024	0.8590
R-squared	-0.000130	Mean dependent var		0.000756
Adjusted R-squared	-0.000130	S.D. dependent var		0.038582
S.E. of regression	0.038585	Akaike info criterion		-3.663900
Sum squared resid	0.183118	Schwarz criterion		-3.641156
Log likelihood	228.1618	Hannan-Quinn criter.		-3.654661
Durbin-Watson stat	1.325817			

**Tabela 49 - Taxa de câmbio em nível - Sem Intercepto e sem Tendência – 1 Defasagem (ADF)**

Null Hypothesis: LTX has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.267268	0.7620
Test critical values: 1% level	-2.583898	
5% level	-1.943449	
10% level	-1.614997	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTX)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 01:20

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTX(-1)	0.000197	0.000738	0.267268	0.7897
D(LTX(-1))	0.327056	0.086482	3.781784	0.0002
R-squared	0.105532	Mean dependent var		0.001141
Adjusted R-squared	0.098139	S.D. dependent var		0.038501
S.E. of regression	0.036563	Akaike info criterion		-3.763449
Sum squared resid	0.161757	Schwarz criterion		-3.717722
Log likelihood	233.4521	Hannan-Quinn criter.		-3.744875
Durbin-Watson stat	2.033540			

**Tabela 50 - Taxa de câmbio em nível - Sem Intercepto e sem Tendência – 2 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LTX has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.267268	0.7620
Test critical values: 1% level	-2.583898	
5% level	-1.943449	
10% level	-1.614997	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTX)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 01:22

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTX(-1)	0.000197	0.000738	0.267268	0.7897
D(LTX(-1))	0.327056	0.086482	3.781784	0.0002
R-squared	0.105532	Mean dependent var		0.001141
Adjusted R-squared	0.098139	S.D. dependent var		0.038501
S.E. of regression	0.036563	Akaike info criterion		-3.763449
Sum squared resid	0.161757	Schwarz criterion		-3.717722
Log likelihood	233.4521	Hannan-Quinn criter.		-3.744875
Durbin-Watson stat	2.033540			

**Tabela 51 - Taxa de câmbio em nível - Sem Intercepto e sem Tendência – 3 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LTX has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.267268	0.7620
Test critical values: 1% level	-2.583898	
5% level	-1.943449	
10% level	-1.614997	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTX)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 01:24

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTX(-1)	0.000197	0.000738	0.267268	0.7897
D(LTX(-1))	0.327056	0.086482	3.781784	0.0002
R-squared	0.105532	Mean dependent var		0.001141
Adjusted R-squared	0.098139	S.D. dependent var		0.038501
S.E. of regression	0.036563	Akaike info criterion		-3.763449
Sum squared resid	0.161757	Schwarz criterion		-3.717722
Log likelihood	233.4521	Hannan-Quinn criter.		-3.744875
Durbin-Watson stat	2.033540			

**Tabela 52 - Taxa de câmbio em nível - Sem Intercepto e sem Tendência – 4 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LTX has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.267268	0.7620
Test critical values: 1% level	-2.583898	
5% level	-1.943449	
10% level	-1.614997	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTX)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 01:25

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTX(-1)	0.000197	0.000738	0.267268	0.7897
D(LTX(-1))	0.327056	0.086482	3.781784	0.0002
R-squared	0.105532	Mean dependent var		0.001141
Adjusted R-squared	0.098139	S.D. dependent var		0.038501
S.E. of regression	0.036563	Akaike info criterion		-3.763449
Sum squared resid	0.161757	Schwarz criterion		-3.717722
Log likelihood	233.4521	Hannan-Quinn criter.		-3.744875
Durbin-Watson stat	2.033540			

**Tabela 53 - Taxa de câmbio em nível - Sem Intercepto e sem Tendência – 5 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: LTX has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.267268	0.7620
Test critical values: 1% level	-2.583898	
5% level	-1.943449	
10% level	-1.614997	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTX)

Method: Least Squares

Date: 01/06/15 Time: 00:30

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTX(-1)	0.000197	0.000738	0.267268	0.7897
D(LTX(-1))	0.327056	0.086482	3.781784	0.0002
R-squared	0.105532	Mean dependent var		0.001141
Adjusted R-squared	0.098139	S.D. dependent var		0.038501
S.E. of regression	0.036563	Akaike info criterion		-3.763449
Sum squared resid	0.161757	Schwarz criterion		-3.717722
Log likelihood	233.4521	Hannan-Quinn criter.		-3.744875
Durbin-Watson stat	2.033540			



➤ **ANÁLISE EM PRIMEIRA DIFERENÇA - (Com Intercepto/ Com Intercepto e com Tendência/ Sem Intercepto e sem tendência) - 1 a 4 Defasagens**

**Tabela 54 - Preço de commodities em diferença - Com Intercepto – 1 Defasagem (ADF)**

Null Hypothesis: D(LPC) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.528453	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.484198	
5% level	-2.885051	
10% level	-2.579386	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPC,2)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 20:50

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPC(-1))	-0.527267	0.080764	-6.528453	0.0000
C	-5.74E-05	0.002490	-0.023069	0.9816
R-squared	0.260485	Mean dependent var		-0.000333
Adjusted R-squared	0.254373	S.D. dependent var		0.031980
S.E. of regression	0.027615	Akaike info criterion		-4.324815
Sum squared resid	0.092271	Schwarz criterion		-4.279089
Log likelihood	267.9761	Hannan-Quinn criter.		-4.306241
F-statistic	42.62070	Durbin-Watson stat		2.031066
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tabela 55 - Preço de commodities em diferença - Com Intercepto – 2 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: D(LPC) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.528453	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.484198	
5% level	-2.885051	
10% level	-2.579386	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPC,2)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 20:57

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPC(-1))	-0.527267	0.080764	-6.528453	0.0000
C	-5.74E-05	0.002490	-0.023069	0.9816
R-squared	0.260485	Mean dependent var		-0.000333
Adjusted R-squared	0.254373	S.D. dependent var		0.031980
S.E. of regression	0.027615	Akaike info criterion		-4.324815
Sum squared resid	0.092271	Schwarz criterion		-4.279089
Log likelihood	267.9761	Hannan-Quinn criter.		-4.306241
F-statistic	42.62070	Durbin-Watson stat		2.031066
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tabela 56 - Preço de commodities em diferença - Com Intercepto – 3 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: D(LPC) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.528453	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.484198	
5% level	-2.885051	
10% level	-2.579386	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPC,2)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 20:58

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPC(-1))	-0.527267	0.080764	-6.528453	0.0000
C	-5.74E-05	0.002490	-0.023069	0.9816
R-squared	0.260485	Mean dependent var		-0.000333
Adjusted R-squared	0.254373	S.D. dependent var		0.031980
S.E. of regression	0.027615	Akaike info criterion		-4.324815
Sum squared resid	0.092271	Schwarz criterion		-4.279089
Log likelihood	267.9761	Hannan-Quinn criter.		-4.306241
F-statistic	42.62070	Durbin-Watson stat		2.031066
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tabela 57 - Preço de commodities em diferença - Com Intercepto – 4 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: D(LPC) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.528453	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.484198	
5% level	-2.885051	
10% level	-2.579386	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPC,2)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 20:59

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPC(-1))	-0.527267	0.080764	-6.528453	0.0000
C	-5.74E-05	0.002490	-0.023069	0.9816
R-squared	0.260485	Mean dependent var		-0.000333
Adjusted R-squared	0.254373	S.D. dependent var		0.031980
S.E. of regression	0.027615	Akaike info criterion		-4.324815
Sum squared resid	0.092271	Schwarz criterion		-4.279089
Log likelihood	267.9761	Hannan-Quinn criter.		-4.306241
F-statistic	42.62070	Durbin-Watson stat		2.031066
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tabela 58 - Preço de commodities em diferença - Com Intercepto e com Tendência – 1 Defasagem (ADF)**

Null Hypothesis: D(LPC) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.505023	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.034356	
5% level	-3.446765	
10% level	-3.148399	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LPC,2)  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/02/15 Time: 21:00  
 Sample (adjusted): 2002M03 2012M05  
 Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPC(-1))	-0.528745	0.081283	-6.505023	0.0000
C	-0.001197	0.005098	-0.234836	0.8147
@TREND("2002M01")	1.81E-05	7.06E-05	0.256524	0.7980
R-squared	0.260890	Mean dependent var		-0.000333
Adjusted R-squared	0.248572	S.D. dependent var		0.031980
S.E. of regression	0.027722	Akaike info criterion		-4.309103
Sum squared resid	0.092220	Schwarz criterion		-4.240514
Log likelihood	268.0099	Hannan-Quinn criter.		-4.281242
F-statistic	21.17872	Durbin-Watson stat		2.029119
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tabela 59 - Preço de commodities em diferença - Com Intercepto e com Tendência – 2 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: D(LPC) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.505023	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.034356	
5% level	-3.446765	
10% level	-3.148399	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPC,2)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 21:03

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPC(-1))	-0.528745	0.081283	-6.505023	0.0000
C	-0.001197	0.005098	-0.234836	0.8147
@TREND("2002M01")	1.81E-05	7.06E-05	0.256524	0.7980
R-squared	0.260890	Mean dependent var		-0.000333
Adjusted R-squared	0.248572	S.D. dependent var		0.031980
S.E. of regression	0.027722	Akaike info criterion		-4.309103
Sum squared resid	0.092220	Schwarz criterion		-4.240514
Log likelihood	268.0099	Hannan-Quinn criter.		-4.281242
F-statistic	21.17872	Durbin-Watson stat		2.029119
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tabela 60 - Preço de commodities em diferença - Com Intercepto e com Tendência – 3 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: D(LPC) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.505023	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.034356	
5% level	-3.446765	
10% level	-3.148399	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPC,2)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 21:05

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPC(-1))	-0.528745	0.081283	-6.505023	0.0000
C	-0.001197	0.005098	-0.234836	0.8147
@TREND("2002M01")	1.81E-05	7.06E-05	0.256524	0.7980
R-squared	0.260890	Mean dependent var		-0.000333
Adjusted R-squared	0.248572	S.D. dependent var		0.031980
S.E. of regression	0.027722	Akaike info criterion		-4.309103
Sum squared resid	0.092220	Schwarz criterion		-4.240514
Log likelihood	268.0099	Hannan-Quinn criter.		-4.281242
F-statistic	21.17872	Durbin-Watson stat		2.029119
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tabela 61 - Preço de commodities em diferença - Com Intercepto e com Tendência – 4 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: D(LPC) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.505023	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.034356	
5% level	-3.446765	
10% level	-3.148399	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LPC,2)  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/02/15 Time: 21:06  
 Sample (adjusted): 2002M03 2012M05  
 Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPC(-1))	-0.528745	0.081283	-6.505023	0.0000
C	-0.001197	0.005098	-0.234836	0.8147
@TREND("2002M01")	1.81E-05	7.06E-05	0.256524	0.7980
R-squared	0.260890	Mean dependent var		-0.000333
Adjusted R-squared	0.248572	S.D. dependent var		0.031980
S.E. of regression	0.027722	Akaike info criterion		-4.309103
Sum squared resid	0.092220	Schwarz criterion		-4.240514
Log likelihood	268.0099	Hannan-Quinn criter.		-4.281242
F-statistic	21.17872	Durbin-Watson stat		2.029119
Prob(F-statistic)	0.000000			



**Tabela 62 - Preço de commodities em diferença - Sem Intercepto e sem Tendência – 1 Defasagem (ADF)**

Null Hypothesis: D(LPC) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.556691	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.583898	
5% level	-1.943449	
10% level	-1.614997	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPC,2)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 21:07

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPC(-1))	-0.527298	0.080421	-6.556691	0.0000
R-squared	0.260482	Mean dependent var		-0.000333
Adjusted R-squared	0.260482	S.D. dependent var		0.031980
S.E. of regression	0.027501	Akaike info criterion		-4.341071
Sum squared resid	0.092271	Schwarz criterion		-4.318208
Log likelihood	267.9759	Hannan-Quinn criter.		-4.331784
Durbin-Watson stat	2.030991			

**Tabela 63 - Preço de commodities em diferença - Sem Intercepto e sem Tendência – 2 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: D(LPC) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.556691	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.583898	
5% level	-1.943449	
10% level	-1.614997	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPC,2)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 21:10

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPC(-1))	-0.527298	0.080421	-6.556691	0.0000
R-squared	0.260482	Mean dependent var		-0.000333
Adjusted R-squared	0.260482	S.D. dependent var		0.031980
S.E. of regression	0.027501	Akaike info criterion		-4.341071
Sum squared resid	0.092271	Schwarz criterion		-4.318208
Log likelihood	267.9759	Hannan-Quinn criter.		-4.331784
Durbin-Watson stat	2.030991			

**Tabela 64 - Preço de commodities em diferença - Sem Intercepto e sem Tendência – 3 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: D(LPC) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.556691	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.583898	
5% level	-1.943449	
10% level	-1.614997	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPC,2)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 21:11

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPC(-1))	-0.527298	0.080421	-6.556691	0.0000
R-squared	0.260482	Mean dependent var		-0.000333
Adjusted R-squared	0.260482	S.D. dependent var		0.031980
S.E. of regression	0.027501	Akaike info criterion		-4.341071
Sum squared resid	0.092271	Schwarz criterion		-4.318208
Log likelihood	267.9759	Hannan-Quinn criter.		-4.331784
Durbin-Watson stat	2.030991			

**Tabela 65 - Preço de commodities em diferença - Sem Intercepto e sem Tendência – 4 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: D(LPC) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.556691	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.583898	
5% level	-1.943449	
10% level	-1.614997	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPC,2)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 21:13

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPC(-1))	-0.527298	0.080421	-6.556691	0.0000
R-squared	0.260482	Mean dependent var		-0.000333
Adjusted R-squared	0.260482	S.D. dependent var		0.031980
S.E. of regression	0.027501	Akaike info criterion		-4.341071
Sum squared resid	0.092271	Schwarz criterion		-4.318208
Log likelihood	267.9759	Hannan-Quinn criter.		-4.331784
Durbin-Watson stat	2.030991			

**Tabela 66 - Preço de Petróleo em diferença - Com Intercepto – 1 Defasagem (ADF)**

Null Hypothesis: D(LPP) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.980079	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.484198	
5% level	-2.885051	
10% level	-2.579386	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPP,2)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 21:14

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPP(-1))	-0.695284	0.087128	-7.980079	0.0000
C	0.004596	0.007254	0.633578	0.5276
R-squared	0.344819	Mean dependent var		-0.001094
Adjusted R-squared	0.339404	S.D. dependent var		0.098508
S.E. of regression	0.080064	Akaike info criterion		-2.195854
Sum squared resid	0.775640	Schwarz criterion		-2.150127
Log likelihood	137.0450	Hannan-Quinn criter.		-2.177280
F-statistic	63.68165	Durbin-Watson stat		2.043306
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tabela 67 - Preço de Petróleo em diferença - Com Intercepto – 2 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: D(LPP) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.980079	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.484198	
5% level	-2.885051	
10% level	-2.579386	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPP,2)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 21:16

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPP(-1))	-0.695284	0.087128	-7.980079	0.0000
C	0.004596	0.007254	0.633578	0.5276
R-squared	0.344819	Mean dependent var		-0.001094
Adjusted R-squared	0.339404	S.D. dependent var		0.098508
S.E. of regression	0.080064	Akaike info criterion		-2.195854
Sum squared resid	0.775640	Schwarz criterion		-2.150127
Log likelihood	137.0450	Hannan-Quinn criter.		-2.177280
F-statistic	63.68165	Durbin-Watson stat		2.043306
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tabela 68 - Preço de Petróleo em diferença - Com Intercepto – 3 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: D(LPP) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.980079	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.484198	
5% level	-2.885051	
10% level	-2.579386	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPP,2)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 21:18

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPP(-1))	-0.695284	0.087128	-7.980079	0.0000
C	0.004596	0.007254	0.633578	0.5276
R-squared	0.344819	Mean dependent var		-0.001094
Adjusted R-squared	0.339404	S.D. dependent var		0.098508
S.E. of regression	0.080064	Akaike info criterion		-2.195854
Sum squared resid	0.775640	Schwarz criterion		-2.150127
Log likelihood	137.0450	Hannan-Quinn criter.		-2.177280
F-statistic	63.68165	Durbin-Watson stat		2.043306
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tabela 69 - Preço de Petróleo em diferença - Com Intercepto – 4 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: D(LPP) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.980079	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.484198	
5% level	-2.885051	
10% level	-2.579386	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPP,2)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 21:19

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPP(-1))	-0.695284	0.087128	-7.980079	0.0000
C	0.004596	0.007254	0.633578	0.5276
R-squared	0.344819	Mean dependent var		-0.001094
Adjusted R-squared	0.339404	S.D. dependent var		0.098508
S.E. of regression	0.080064	Akaike info criterion		-2.195854
Sum squared resid	0.775640	Schwarz criterion		-2.150127
Log likelihood	137.0450	Hannan-Quinn criter.		-2.177280
F-statistic	63.68165	Durbin-Watson stat		2.043306
Prob(F-statistic)	0.000000			



**Tabela 70 - Preço de Petróleo em diferença - Com Intercepto e com Tendência – 1 Defasagem (ADF)**

Null Hypothesis: D(LPP) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.962237	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.034356	
5% level	-3.446765	
10% level	-3.148399	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LPP,2)  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/02/15 Time: 21:20  
 Sample (adjusted): 2002M03 2012M05  
 Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPP(-1))	-0.696533	0.087480	-7.962237	0.0000
C	0.009926	0.014800	0.670724	0.5037
@TREND("2002M01")	-8.44E-05	0.000204	-0.413662	0.6799
R-squared	0.345751	Mean dependent var		-0.001094
Adjusted R-squared	0.334847	S.D. dependent var		0.098508
S.E. of regression	0.080340	Akaike info criterion		-2.181019
Sum squared resid	0.774536	Schwarz criterion		-2.112429
Log likelihood	137.1326	Hannan-Quinn criter.		-2.153158
F-statistic	31.70827	Durbin-Watson stat		2.043389
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tabela 71 - Preço de Petróleo em diferença - Com Intercepto e com Tendência – 2 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: D(LPP) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.962237	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.034356	
5% level	-3.446765	
10% level	-3.148399	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPP,2)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 21:22

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPP(-1))	-0.696533	0.087480	-7.962237	0.0000
C	0.009926	0.014800	0.670724	0.5037
@TREND("2002M01")	-8.44E-05	0.000204	-0.413662	0.6799
R-squared	0.345751	Mean dependent var		-0.001094
Adjusted R-squared	0.334847	S.D. dependent var		0.098508
S.E. of regression	0.080340	Akaike info criterion		-2.181019
Sum squared resid	0.774536	Schwarz criterion		-2.112429
Log likelihood	137.1326	Hannan-Quinn criter.		-2.153158
F-statistic	31.70827	Durbin-Watson stat		2.043389
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tabela 72- Preço de Petróleo em diferença - Com Intercepto e com Tendência – 3 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: D(LPP) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.962237	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.034356	
5% level	-3.446765	
10% level	-3.148399	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LPP,2)  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/02/15 Time: 21:24  
 Sample (adjusted): 2002M03 2012M05  
 Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPP(-1))	-0.696533	0.087480	-7.962237	0.0000
C	0.009926	0.014800	0.670724	0.5037
@TREND("2002M01")	-8.44E-05	0.000204	-0.413662	0.6799
R-squared	0.345751	Mean dependent var		-0.001094
Adjusted R-squared	0.334847	S.D. dependent var		0.098508
S.E. of regression	0.080340	Akaike info criterion		-2.181019
Sum squared resid	0.774536	Schwarz criterion		-2.112429
Log likelihood	137.1326	Hannan-Quinn criter.		-2.153158
F-statistic	31.70827	Durbin-Watson stat		2.043389
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tabela 73 - Preço de Petróleo em diferença - Com Intercepto e com Tendência – 4 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: D(LPP) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.962237	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.034356	
5% level	-3.446765	
10% level	-3.148399	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LPP,2)  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/02/15 Time: 21:25  
 Sample (adjusted): 2002M03 2012M05  
 Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPP(-1))	-0.696533	0.087480	-7.962237	0.0000
C	0.009926	0.014800	0.670724	0.5037
@TREND("2002M01")	-8.44E-05	0.000204	-0.413662	0.6799
R-squared	0.345751	Mean dependent var		-0.001094
Adjusted R-squared	0.334847	S.D. dependent var		0.098508
S.E. of regression	0.080340	Akaike info criterion		-2.181019
Sum squared resid	0.774536	Schwarz criterion		-2.112429
Log likelihood	137.1326	Hannan-Quinn criter.		-2.153158
F-statistic	31.70827	Durbin-Watson stat		2.043389
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tabela 74 - Preço de Petróleo em diferença - Sem Intercepto e sem Tendência – 1 Defasagem (ADF)**

Null Hypothesis: D(LPP) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.975920	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.583898	
5% level	-1.943449	
10% level	-1.614997	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPP,2)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 21:26

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPP(-1))	-0.689859	0.086493	-7.975920	0.0000
R-squared	0.342645	Mean dependent var		-0.001094
Adjusted R-squared	0.342645	S.D. dependent var		0.098508
S.E. of regression	0.079867	Akaike info criterion		-2.208802
Sum squared resid	0.778213	Schwarz criterion		-2.185939
Log likelihood	136.8413	Hannan-Quinn criter.		-2.199515
Durbin-Watson stat	2.048629			

**Tabela 75 - Preço de Petróleo em diferença - Sem Intercepto e sem Tendência – 2 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: D(LPP) has a unit root  
 Exogenous: None  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.975920	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.583898	
5% level	-1.943449	
10% level	-1.614997	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LPP,2)  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/02/15 Time: 21:28  
 Sample (adjusted): 2002M03 2012M05  
 Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPP(-1))	-0.689859	0.086493	-7.975920	0.0000
R-squared	0.342645	Mean dependent var		-0.001094
Adjusted R-squared	0.342645	S.D. dependent var		0.098508
S.E. of regression	0.079867	Akaike info criterion		-2.208802
Sum squared resid	0.778213	Schwarz criterion		-2.185939
Log likelihood	136.8413	Hannan-Quinn criter.		-2.199515
Durbin-Watson stat	2.048629			

**Tabela 76 - Preço de Petróleo em diferença - Sem Intercepto e sem Tendência – 3 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: D(LPP) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.975920	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.583898	
5% level	-1.943449	
10% level	-1.614997	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPP,2)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 21:30

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPP(-1))	-0.689859	0.086493	-7.975920	0.0000
R-squared	0.342645	Mean dependent var		-0.001094
Adjusted R-squared	0.342645	S.D. dependent var		0.098508
S.E. of regression	0.079867	Akaike info criterion		-2.208802
Sum squared resid	0.778213	Schwarz criterion		-2.185939
Log likelihood	136.8413	Hannan-Quinn criter.		-2.199515
Durbin-Watson stat	2.048629			

**Tabela 77 - Preço de Petróleo em diferença - Sem Intercepto e sem Tendência – 4 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: D(LPP) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.816059	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.584055	
5% level	-1.943471	
10% level	-1.614984	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPP,2)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 21:31

Sample (adjusted): 2002M04 2012M05

Included observations: 122 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPP(-1))	-0.614676	0.105686	-5.816059	0.0000
D(LPP(-1),2)	-0.118281	0.089701	-1.318612	0.1898
R-squared	0.362574	Mean dependent var		-0.002120
Adjusted R-squared	0.357263	S.D. dependent var		0.098251
S.E. of regression	0.078769	Akaike info criterion		-2.228342
Sum squared resid	0.744543	Schwarz criterion		-2.182375
Log likelihood	137.9289	Hannan-Quinn criter.		-2.209672
Durbin-Watson stat	1.981805			



**Tabela 78 - Taxa de câmbio em diferença - Com Intercepto – 1 Defasagem (ADF)**

Null Hypothesis: D(LTX) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.781833	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.484198	
5% level	-2.885051	
10% level	-2.579386	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTX,2)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 21:34

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTX(-1))	-0.672871	0.086467	-7.781833	0.0000
C	0.001068	0.003296	0.323904	0.7466
R-squared	0.333542	Mean dependent var		0.000918
Adjusted R-squared	0.328034	S.D. dependent var		0.044597
S.E. of regression	0.036558	Akaike info criterion		-3.763725
Sum squared resid	0.161712	Schwarz criterion		-3.717999
Log likelihood	233.4691	Hannan-Quinn criter.		-3.745151
F-statistic	60.55693	Durbin-Watson stat		2.033868
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tabela 79 - Taxa de câmbio em diferença - Com Intercepto – 2 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: D(LTX) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.781833	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.484198	
5% level	-2.885051	
10% level	-2.579386	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTX,2)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 21:37

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTX(-1))	-0.672871	0.086467	-7.781833	0.0000
C	0.001068	0.003296	0.323904	0.7466
R-squared	0.333542	Mean dependent var		0.000918
Adjusted R-squared	0.328034	S.D. dependent var		0.044597
S.E. of regression	0.036558	Akaike info criterion		-3.763725
Sum squared resid	0.161712	Schwarz criterion		-3.717999
Log likelihood	233.4691	Hannan-Quinn criter.		-3.745151
F-statistic	60.55693	Durbin-Watson stat		2.033868
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tabela 80 - Taxa de câmbio em diferença - Com Intercepto – 3 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: D(LTX) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.781833	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.484198	
5% level	-2.885051	
10% level	-2.579386	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTX,2)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 21:38

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTX(-1))	-0.672871	0.086467	-7.781833	0.0000
C	0.001068	0.003296	0.323904	0.7466
R-squared	0.333542	Mean dependent var		0.000918
Adjusted R-squared	0.328034	S.D. dependent var		0.044597
S.E. of regression	0.036558	Akaike info criterion		-3.763725
Sum squared resid	0.161712	Schwarz criterion		-3.717999
Log likelihood	233.4691	Hannan-Quinn criter.		-3.745151
F-statistic	60.55693	Durbin-Watson stat		2.033868
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tabela 81 - Taxa de câmbio em diferença - Com Intercepto – 4 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: D(LTX) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.781833	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.484198	
5% level	-2.885051	
10% level	-2.579386	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTX,2)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 21:39

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTX(-1))	-0.672871	0.086467	-7.781833	0.0000
C	0.001068	0.003296	0.323904	0.7466
R-squared	0.333542	Mean dependent var		0.000918
Adjusted R-squared	0.328034	S.D. dependent var		0.044597
S.E. of regression	0.036558	Akaike info criterion		-3.763725
Sum squared resid	0.161712	Schwarz criterion		-3.717999
Log likelihood	233.4691	Hannan-Quinn criter.		-3.745151
F-statistic	60.55693	Durbin-Watson stat		2.033868
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tabela 82 - Taxa de câmbio em diferença - Com Intercepto e com Tendência – 1 Defasagem (ADF)**

Null Hypothesis: D(LTX) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.809451	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.034356	
5% level	-3.446765	
10% level	-3.148399	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LTX,2)  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/02/15 Time: 21:40  
 Sample (adjusted): 2002M03 2012M05  
 Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTX(-1))	-0.679135	0.086963	-7.809451	0.0000
C	-0.003580	0.006744	-0.530850	0.5965
@TREND("2002M01")	7.38E-05	9.34E-05	0.790351	0.4309
R-squared	0.336994	Mean dependent var		0.000918
Adjusted R-squared	0.325944	S.D. dependent var		0.044597
S.E. of regression	0.036614	Akaike info criterion		-3.752657
Sum squared resid	0.160875	Schwarz criterion		-3.684067
Log likelihood	233.7884	Hannan-Quinn criter.		-3.724796
F-statistic	30.49687	Durbin-Watson stat		2.031091
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tabela 83 - Taxa de câmbio em diferença - Com Intercepto e com Tendência – 2 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: D(LTX) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.809451	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.034356	
5% level	-3.446765	
10% level	-3.148399	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTX,2)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 21:42

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTX(-1))	-0.679135	0.086963	-7.809451	0.0000
C	-0.003580	0.006744	-0.530850	0.5965
@TREND("2002M01")	7.38E-05	9.34E-05	0.790351	0.4309
R-squared	0.336994	Mean dependent var		0.000918
Adjusted R-squared	0.325944	S.D. dependent var		0.044597
S.E. of regression	0.036614	Akaike info criterion		-3.752657
Sum squared resid	0.160875	Schwarz criterion		-3.684067
Log likelihood	233.7884	Hannan-Quinn criter.		-3.724796
F-statistic	30.49687	Durbin-Watson stat		2.031091
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tabela 84 - Taxa de câmbio em diferença - Com Intercepto e com Tendência – 3 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: D(LTX) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.809451	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.034356	
5% level	-3.446765	
10% level	-3.148399	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LTX,2)  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/02/15 Time: 21:44  
 Sample (adjusted): 2002M03 2012M05  
 Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTX(-1))	-0.679135	0.086963	-7.809451	0.0000
C	-0.003580	0.006744	-0.530850	0.5965
@TREND("2002M01")	7.38E-05	9.34E-05	0.790351	0.4309
R-squared	0.336994	Mean dependent var		0.000918
Adjusted R-squared	0.325944	S.D. dependent var		0.044597
S.E. of regression	0.036614	Akaike info criterion		-3.752657
Sum squared resid	0.160875	Schwarz criterion		-3.684067
Log likelihood	233.7884	Hannan-Quinn criter.		-3.724796
F-statistic	30.49687	Durbin-Watson stat		2.031091
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tabela 85 - Taxa de câmbio em diferença - Com Intercepto e com Tendência – 4 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: D(LTX) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.809451	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.034356	
5% level	-3.446765	
10% level	-3.148399	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LTX,2)  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/02/15 Time: 21:44  
 Sample (adjusted): 2002M03 2012M05  
 Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTX(-1))	-0.679135	0.086963	-7.809451	0.0000
C	-0.003580	0.006744	-0.530850	0.5965
@TREND("2002M01")	7.38E-05	9.34E-05	0.790351	0.4309
R-squared	0.336994	Mean dependent var		0.000918
Adjusted R-squared	0.325944	S.D. dependent var		0.044597
S.E. of regression	0.036614	Akaike info criterion		-3.752657
Sum squared resid	0.160875	Schwarz criterion		-3.684067
Log likelihood	233.7884	Hannan-Quinn criter.		-3.724796
F-statistic	30.49687	Durbin-Watson stat		2.031091
Prob(F-statistic)	0.000000			



**Tabela 86 - Taxa de câmbio em diferença - Sem Intercepto e sem Tendência – 1 Defasagem (ADF)**

Null Hypothesis: D(LTX) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.808771	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.583898	
5% level	-1.943449	
10% level	-1.614997	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTX,2)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 21:46

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTX(-1))	-0.672707	0.086148	-7.808771	0.0000
R-squared	0.332965	Mean dependent var		0.000918
Adjusted R-squared	0.332965	S.D. dependent var		0.044597
S.E. of regression	0.036423	Akaike info criterion		-3.779119
Sum squared resid	0.161852	Schwarz criterion		-3.756255
Log likelihood	233.4158	Hannan-Quinn criter.		-3.769832
Durbin-Watson stat	2.032452			

**Tabela 87 - Taxa de câmbio em diferença - Sem Intercepto e sem Tendência – 2 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: D(LTX) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.808771	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.583898	
5% level	-1.943449	
10% level	-1.614997	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTX,2)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 21:48

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTX(-1))	-0.672707	0.086148	-7.808771	0.0000
R-squared	0.332965	Mean dependent var		0.000918
Adjusted R-squared	0.332965	S.D. dependent var		0.044597
S.E. of regression	0.036423	Akaike info criterion		-3.779119
Sum squared resid	0.161852	Schwarz criterion		-3.756255
Log likelihood	233.4158	Hannan-Quinn criter.		-3.769832
Durbin-Watson stat	2.032452			

**Tabela 88 - Taxa de câmbio em diferença - Sem Intercepto e sem Tendência – 3 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: D(LTX) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.808771	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.583898	
5% level	-1.943449	
10% level	-1.614997	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTX,2)

Method: Least Squares

Date: 01/02/15 Time: 21:49

Sample (adjusted): 2002M03 2012M05

Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTX(-1))	-0.672707	0.086148	-7.808771	0.0000
R-squared	0.332965	Mean dependent var		0.000918
Adjusted R-squared	0.332965	S.D. dependent var		0.044597
S.E. of regression	0.036423	Akaike info criterion		-3.779119
Sum squared resid	0.161852	Schwarz criterion		-3.756255
Log likelihood	233.4158	Hannan-Quinn criter.		-3.769832
Durbin-Watson stat	2.032452			

**Tabela 89 - Taxa de câmbio em diferença - Sem Intercepto e sem Tendência – 4 Defasagens (ADF)**

Null Hypothesis: D(LTX) has a unit root  
 Exogenous: None  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.808771	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.583898	
5% level	-1.943449	
10% level	-1.614997	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LTX,2)  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/02/15 Time: 21:49  
 Sample (adjusted): 2002M03 2012M05  
 Included observations: 123 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTX(-1))	-0.672707	0.086148	-7.808771	0.0000
R-squared	0.332965	Mean dependent var		0.000918
Adjusted R-squared	0.332965	S.D. dependent var		0.044597
S.E. of regression	0.036423	Akaike info criterion		-3.779119
Sum squared resid	0.161852	Schwarz criterion		-3.756255
Log likelihood	233.4158	Hannan-Quinn criter.		-3.769832
Durbin-Watson stat	2.032452			

## ANEXO II

## ➤ SELEÇÃO DO NÚMERO DE DEFASAGEM ÓTIMA.

**Tabela 1- Análise da defasagem e estacionariedade em nível – ADF e do número de defasagens (Regra de decisão: menor valor do critério AIC)**

Variáveis/ Critérios		0Defasagem	1 Defasagens	2 Defasagens	3 Defasagens	4 Defasagens	5 Defasagens
		(V. CRÍTICO)	(V. CRÍTICO)	(V. CRÍTICO)	(V. CRÍTICO)		
		AIC	AIC	AIC	AIC		
		BIC	BIC	BIC	BIC		
		HQ	HQ	HQ	HQ		
Preço de Commodities	Intercepto	<b>(-1.448549)</b>	<b>(-2,548728)</b>	<b>(-2,548728)</b>	<b>(-2,548728)</b>	<b>(-2,548728)</b>	<b>(-2,548728)</b>
		-4.100866	-4,361274	-4,361274	-4,361274	-4,361274	-4,361274
		-4.055378	-4,292684	-4,292684	-4,292684	-4,292684	-4,292684
		-4.082388	-4,333413	-4,333413	-4,333413	-4,333413	-4,333413
Preço de Commodities	Com Intercepto e com Tendência	<b>(-2.180758)</b>	<b>(-3.363119)</b>	<b>(-3.935964)</b>	<b>(-3.935964)</b>	<b>(-3.935964)</b>	<b>(-3.935964)</b>
		-4.108963	-4,383640	-4.405558	-4.405558	-4.405558	-4.405558
		-4.040730	-4.292187	-4.290640	-4.290640	-4.290640	-4.290640
		-4.081245	-4.346492	-4.358882	-4.358882	-4.358882	-4.358882
Preço de Commodities	Sem Intercepto e sem Tendência	<b>(0.043667)</b>	<b>(-0.076588)</b>	<b>(-0.076588)</b>	<b>(-0.076588)</b>	<b>(-0.076588)</b>	<b>(-0.076588)</b>
		-4.108963	-4.324859	-4.324859	-4.324859	-4.324859	-4.324859
		-4.077168	-4.279133	-4.279133	-4.279133	-4.279133	-4.279133
		-4.090673	-4.306285	-4.306285	-4.306285	-4.306285	-4.306285
Preço do petróleo	Intercepto	<b>(-1.896824)</b>	<b>(-2.307611)</b>	<b>(-2.291911)</b>	<b>(-2.291911)</b>	<b>(-2.291911)</b>	<b>(-2.291911)</b>
		-2.135788	-2.223013	-2.240297	-2.240297	-2.240297	-2.240297
		-2.090299	-2.154423	-2.148362	-2.148362	-2.148362	-2.148362
		-2.117309	-2.195152	-2.202956	-2.202956	-2.202956	-2.202956
Preço do petróleo	Com Intercepto e com Tendência	<b>(-2.161209)</b>	<b>(-2.946826)</b>	<b>(-3.311393)</b>	<b>(-3.311393)</b>	<b>(-3.311393)</b>	<b>(-3.311393)</b>
		-2.131090	-2.235192	-2.270040	-2.270040	-2.270040	-2.270040
		-2.062857	-2.143739	-2.155121	-2.155121	-2.155121	-2.155121
		-2.103372	-2.198044	-2.223363	-2.223363	-2.223363	-2.223363
Preço do	Sem Intercepto e	(0.877910)	<b>(0.511188)</b>	<b>(0.511188)</b>	<b>(0.511188)</b>	<b>(0.511188)</b>	<b>(0.511188)</b>

petróleo	sem	-2.121298	-2.194699	-2.194699	-2.194699	-2.194699	-2.194699
	Tendência	-2.098554	-2.148972	-2.148972	-2.148972	-2.148972	-2.148972
		-2.112059	-2.176125	-2.176125	-2.176125	-2.176125	-2.176125
Taxa de Câmbio	Intercepto	(-1.137057)	<b>(-1.616715)</b>	<b>(-1.616715)</b>	<b>(-1.616715)</b>	<b>(-1.616715)</b>	<b>(-1.616715)</b>
		-3.658443	-3.769013	-3.769013	-3.769013	-3.769013	-3.769013
		-3.612954	-3.700423	-3.700423	-3.700423	-3.700423	-3.700423
		-3.639964	-3.741152	-3.741152	-3.741152	-3.741152	-3.741152
Taxa de Câmbio	Com	<b>(-0.401654)</b>	<b>(-1.467383)</b>	<b>(-1.467383)</b>	<b>(-1.467383)</b>	<b>(-1.467383)</b>	<b>(-1.467383)</b>
	Intercepto e com	-3.645916	-3.754329	-3.754329	-3.754329	-3.754329	-3.754329
		-3.577683	-3.662876	-3.662876	-3.662876	-3.662876	-3.662876
		-3.639964	-3.717181	-3.717181	-3.717181	-3.717181	-3.717181
Taxa de Câmbio	Sem Intercepto e sem	<b>(0.178024)</b>	<b>(0.267268)</b>	<b>(0.267268)</b>	<b>(0.267268)</b>	<b>(0.267268)</b>	<b>(0.267268)</b>
		-3.645916	-3.763449	-3.763449	-3.763449	-3.763449	-3.763449
		-3.641156	-3.717722	-3.717722	-3.717722	-3.717722	-3.717722
	Tendência	-3.654661	-3.744875	-3.744875	-3.744875	-3.744875	-3.744875

#### Valores críticos:

Com Intercepto: 1% (-3,484198); 5% (-2,885051); 10%(-2,579386).

Com Intercepto e com Tendência: 1% (-4.034997); 5% (-3.447072); 10% (-3.148578)

Sem Intercepto e sem Tendência: 1% (-2.583898); 5% (-1.943449); 10% (-1.614997)

**Tabela 2 - Análise da defasagem e estacionariedade em diferenças – ADF e do número de defasagens (Regra de decisão: menor valor critério AIC)**

Variáveis/ Critérios		1 Defasagem	2 Defasagens	3 Defasagens	4 Defasagens
		(V. CRÍTICO)	(V. CRÍTICO)	(V. CRÍTICO)	(V. CRÍTICO)
		AIC	AIC	AIC	AIC
		BIC	BIC	BIC	BIC
		HQ	HQ	HQ	HQ
Preço de Commodities	Intercepto	<b>(-6.528453)</b>	<b>(-6.528453)</b>	<b>(-6.528453)</b>	<b>(-6.528453)</b>
		-4.324815	-4.324815	-4.324815	-4.324815
		-4.279089	-4.279089	-4.279089	-4.279089
		-4.306241	-4.306241	-4.306241	-4.306241
Preço de Commodities	Com Intercepto e com Tendência	<b>(-6.505023)</b>	<b>(-6.505023)</b>	<b>(-6.505023)</b>	<b>(-6.505023)</b>
		-4.309103	-4.309103	-4.309103	-4.309103
		-4.240514	-4.240514	-4.240514	-4.240514
		-4.281242	-4.281242	-4.281242	-4.281242
Preço de Commodities	Sem Intercepto e sem Tendência	<b>(-6.556691)</b>	<b>(-6.556691)</b>	<b>(-6.556691)</b>	<b>(-6.556691)</b>
		-4.341071	-4.341071	-4.341071	-4.341071
		-4.318208	-4.318208	-4.318208	-4.318208
		4.331784	4.331784	4.331784	4.331784
Preço do petróleo	Intercepto	<b>(-7.980079)</b>	<b>(-7.980079)</b>	<b>(-7.980079)</b>	<b>(-7.980079)</b>
		-2.195854	-2.195854	-2.195854	-2.195854
		-2.150127	-2.150127	-2.150127	-2.150127
		-2.177280	-2.177280	-2.177280	-2.177280
Preço do petróleo	Com Intercepto e com Tendência	<b>(-7.962237)</b>	<b>(-7.962237)</b>	<b>(-7.962237)</b>	<b>(-7.962237)</b>
		-2.181019	-2.181019	-2.181019	-2.181019
		-2.112429	-2.112429	-2.112429	-2.112429
		-2.153158	-2.153158	-2.153158	-2.153158
Preço do petróleo	Sem Intercepto e sem	<b>(-7.975920)</b>	<b>(-7.975920)</b>	<b>(-7.975920)</b>	<b>(-5.816059)</b>
		-2.208802	-2.208802	-2.208802	-2.228342
		-2.185939	-2.185939	-2.185939	-2.182375

	Tendência	2.199515	2.199515	2.199515	-2.209672
Taxa de Câmbio	Intercepto	<b>(-7.781833)</b>	<b>(-7.781833)</b>	<b>(-7.781833)</b>	<b>(-7.781833)</b>
		-3.763725	-3.763725	-3.763725	-3.763725
		-3.717999	-3.717999	-3.717999	-3.717999
		-3.745151	-3.745151	-3.745151	-3.745151
Taxa de Câmbio	Com Intercepto e com Tendência	<b>(-7.809451)</b>	<b>(-7.809451)</b>	<b>(-7.809451)</b>	<b>(-7.809451)</b>
		-3.752657	-3.752657	-3.752657	-3.752657
		-3.684067	-3.684067	-3.684067	-3.684067
		-3.724796	-3.724796	-3.724796	-3.724796
Taxa de Câmbio	Sem Intercepto e sem Tendência	<b>(-7.808771)</b>	<b>(-7.808771)</b>	<b>(-7.808771)</b>	<b>(-7.808771)</b>
		-3.779119	-3.779119	-3.779119	-3.779119
		-3.756255	-3.756255	-3.756255	-3.756255
		-3.769832	-3.769832	-3.769832	-3.769832

Valores críticos:

Com Intercepto: 1% (-3,484198); 5% (-2,885051); 10%(-2,579386)

Com Intercepto e com Tendência: 1% (-4.034997); 5% (-3.447072); 10% (-3.148578)

Sem Intercepto e sem Tendência: 1% (-2.583898); 5% (-1.943449); 10% (-1.614997)



**Tabela 3 - Análise da defasagem e estacionariedade em nível e em diferenças – PP**

Variáveis/		Em Nível		Em diferença	
Critérios		P - Valor			
Preço de Commodities	Intercepto	-2.256944	0,1877	-6.634017	0.0000
	Com Intercepto e com Tendência	-2,970288	0.1449	-6.610141	0.0000
Preço de Commodities	Sem Intercepto e sem Tendência	0.001013	0.6811	-6.661377	0.0000
	Intercepto	-2.237442	0.1943	-8.017830	0.0000
Preço do petróleo	Com Intercepto e com Tendência	-2.825986	0.1909	-8.003790	0.0000
	Sem Intercepto e sem Tendência	0.642979	0.8538	-8.009509	0.0000
Taxa de Câmbio	Intercepto	-1.690759	0.4334	-7.769161	0.0000
	Com Intercepto e com Tendência	-1.414868	0.8521	-7.803414	0.0000

Taxa de Câmbio	Sem Intercepto e sem Tendência	0.102448	0.7133	-7.797850	0.0000
----------------	--------------------------------	----------	--------	-----------	--------

Valores calculados:

Com Intercepto: 1% (-3,48); 5% (-2,88); 10%(-2,57) ;

Com Intercepto e com Tendência: 1% (-4.03); 5% (-3.44); 10% (-3.14);

Sem Intercepto e sem Tendência: 1% (-2.58); 5% (-1.94); 10% (-1.61).

### ANEXO III

#### ➤ OUTROS TESTES ECONOMETRICOS.

**Tabela 1 – Teste de autocorrelação dos resíduos (LM)**

VAR Residual Serial Correlation LM Tests  
 Null Hypothesis: no serial correlation at lag  
 order h  
 Date: 01/04/15 Time: 17:25  
 Sample: 2002M01 2012M05  
 Included observations: 122

Lags	LM-Stat	Prob
1	9.568078	0.3866
2	13.59096	0.1376
3	11.66961	0.2326
4	7.680580	0.5666
5	22.52033	0.0074
6	4.822220	0.8495
7	6.557842	0.6830
8	16.99347	0.0488
9	12.25907	0.1991
10	8.945117	0.4424
11	8.791194	0.4568
12	5.448508	0.7936

**Tabela 2 – Teste de Cointegração de Johansen: estatísticas do traço e do Autovalor**

Date: 01/03/15 Time: 05:05

Sample (adjusted): 2002M04 2012M05

Included observations: 122 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)

Series: LPC LPP LTX

Lags interval (in first differences): 1 to 2

## Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.214374	50.93284	42.91525	0.0065
At most 1	0.099439	21.49731	25.87211	0.1593
At most 2	0.068976	8.719347	12.51798	0.1984

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

## Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.214374	29.43553	25.82321	0.0160
At most 1	0.099439	12.77796	19.38704	0.3463
At most 2	0.068976	8.719347	12.51798	0.1984

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

## Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

LPC	LPP	LTX	@TREND(02M02 )
-12.84625	0.106281	-1.172287	0.019011
-1.404467	0.244384	-9.164469	-0.017461
5.376842	-6.385674	-6.602135	0.014277

## Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LPC)	0.008447	0.003316	0.004397
D(LPP)	0.000797	-0.009034	0.016551
D(LTX)	-0.014203	0.005426	0.002048

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 684.3683

## Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LPC	LPP	LTX	@TREND(02M02 )
1.000000	-0.008273 (0.08198)	0.091255 (0.16643)	-0.001480 (0.00062)

## Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LPC) -0.108513

	(0.03073)		
D(LPP)	-0.010243		
	(0.08331)		
D(LTX)	0.182452		
	(0.03983)		
<hr/>			
2 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood	690.7573	
<hr/>			
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)			
			@TREND(02M02)
LPC	LPP	LTX	)
1.000000	0.000000	-0.229929	-0.002174
		(0.17297)	(0.00073)
0.000000	1.000000	-38.82167	-0.083947
		(11.8281)	(0.04983)
 Adjustment coefficients (standard error in parentheses)			
D(LPC)	-0.113171	0.001708	
	(0.03065)	(0.00063)	
D(LPP)	0.002445	-0.002123	
	(0.08309)	(0.00171)	
D(LTX)	0.174832	-0.000184	
	(0.03953)	(0.00082)	
<hr/>			

**Tabela 3 – Teste de causalidade à Granger aplicado ao VEC**

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 01/04/15 Time: 20:24

Sample: 2002M01 2012M05

Included observations: 121

Dependent variable: D(D\_LPC)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(D_LTX)	1.912029	2	0.3844
D(D_LPP)	0.079128	2	0.9612
All	1.968920	4	0.7415

Dependent variable: D(D\_LTX)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(D_LPC)	7.614689	2	0.0222
D(D_LPP)	5.137248	2	0.0766
All	9.336634	4	0.0532

Dependent variable: D(D\_LPP)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(D_LPC)	12.87437	2	0.0016
D(D_LTX)	6.956367	2	0.0309
All	22.28567	4	0.0002

## ➤ Estimativas dos modelos vetorial de correção de erro (VEC)

**Tabela 4 – Modelo (I) - De acordo com a hipótese de estudo: Preço das *commodities* endógena**

Vector Error Correction Estimates

Date: 01/04/15 Time: 22:16

Sample (adjusted): 2002M05 2012M05

Included observations: 121 after adjustments

Standard errors in ( ) &amp; t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1		
D_LPC(-1)	1.000000		
D_LPP(-1)	-0.582015 (0.06963) [-8.35914]		
D_LTX(-1)	-0.441208 (0.15266) [-2.89017]		
C	0.004072		
Error Correction:	D(D_LPC)	D(D_LPP)	D(D_LTX)
CointEq1	-0.003833 (0.10932) [-0.03506]	1.502785 (0.25752) [ 5.83567]	0.324419 (0.14280) [ 2.27188]
D(D_LPC(-1))	-0.369369 (0.12902) [-2.86297]	-1.084083 (0.30392) [-3.56705]	-0.174168 (0.16853) [-1.03348]
D(D_LPC(-2))	-0.206179 (0.11615) [-1.77506]	-0.384898 (0.27361) [-1.40671]	-0.415289 (0.15172) [-2.73714]
D(D_LPP(-1))	-0.013381 (0.05074) [-0.26370]	-0.015302 (0.11953) [-0.12802]	0.120873 (0.06628) [ 1.82359]
D(D_LPP(-2))	-0.002883 (0.03852) [-0.07484]	0.073784 (0.09073) [ 0.81324]	0.108593 (0.05031) [ 2.15848]
D(D_LTX(-1))	-0.076970 (0.08204) [-0.93822]	-0.097861 (0.19325) [-0.50639]	-0.321570 (0.10716) [-3.00080]
D(D_LTX(-2))	-0.097593 (0.07368) [-1.32463]	-0.442178 (0.17355) [-2.54780]	-0.213096 (0.09624) [-2.21427]
C	-0.000143 (0.00276)	-0.001264 (0.00651)	0.001313 (0.00361)

	[-0.05187]	[-0.19416]	[ 0.36359]
R-squared	0.141766	0.500877	0.263196
Adj. R-squared	0.088601	0.469958	0.217553
Sum sq. resids	0.104322	0.578890	0.178001
S.E. equation	0.030384	0.071575	0.039689
F-statistic	2.666532	16.19956	5.766444
Log likelihood	255.2001	151.5257	222.8746
Akaike AIC	-4.085953	-2.372325	-3.551646
Schwarz SC	-3.901107	-2.187479	-3.366800
Mean dependent	-0.000161	-0.001373	0.000711
S.D. dependent	0.031827	0.098311	0.044869
Determinant resid covariance (dof adj.)		5.47E-09	
Determinant resid covariance		4.45E-09	
Log likelihood		648.3396	
Akaike information criterion		-10.27008	
Schwarz criterion		-9.646222	



**Tabela 5 - Modelo (II) - De acordo com o teste de causalidade à Granger: Preço do petróleo endógeno**

Vector Error Correction Estimates

Date: 01/05/15 Time: 00:11

Sample (adjusted): 2002M05 2012M05

Included observations: 121 after adjustments

Standard errors in ( ) &amp; t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1		
D_LPP(-1)	1.000000		
D_LPC(-1)	-1.718170 (0.28289) [-6.07364]		
D_LTX(-1)	0.758071 (0.25448) [ 2.97893]		
C	-0.006997		
Error Correction:	D(D_LPP)	D(D_LPC)	D(D_LTX)
CointEq1	-0.874643 (0.14988) [-5.83567]	0.002231 (0.06363) [ 0.03506]	-0.188816 (0.08311) [-2.27188]
D(D_LPP(-1))	-0.015302 (0.11953) [-0.12802]	-0.013381 (0.05074) [-0.26370]	0.120873 (0.06628) [ 1.82359]
D(D_LPP(-2))	0.073784 (0.09073) [ 0.81324]	-0.002883 (0.03852) [-0.07484]	0.108593 (0.05031) [ 2.15848]
D(D_LPC(-1))	-1.084083 (0.30392) [-3.56705]	-0.369369 (0.12902) [-2.86297]	-0.174168 (0.16853) [-1.03348]
D(D_LPC(-2))	-0.384898 (0.27361) [-1.40671]	-0.206179 (0.11615) [-1.77506]	-0.415289 (0.15172) [-2.73714]
D(D_LTX(-1))	-0.097861 (0.19325) [-0.50639]	-0.076970 (0.08204) [-0.93822]	-0.321570 (0.10716) [-3.00080]
D(D_LTX(-2))	-0.442178 (0.17355) [-2.54780]	-0.097593 (0.07368) [-1.32463]	-0.213096 (0.09624) [-2.21427]
C	-0.001264 (0.00651) [-0.19416]	-0.000143 (0.00276) [-0.05187]	0.001313 (0.00361) [ 0.36359]
R-squared	0.500877	0.141766	0.263196
Adj. R-squared	0.469958	0.088601	0.217553
Sum sq. resids	0.578890	0.104322	0.178001
S.E. equation	0.071575	0.030384	0.039689

F-statistic	16.19956	2.666532	5.766444
Log likelihood	151.5257	255.2001	222.8746
Akaike AIC	-2.372325	-4.085953	-3.551646
Schwarz SC	-2.187479	-3.901107	-3.366800
Mean dependent	-0.001373	-0.000161	0.000711
S.D. dependent	0.098311	0.031827	0.044869
<hr/>			
Determinant resid covariance (dof adj.)	5.47E-09		
Determinant resid covariance	4.45E-09		
Log likelihood	648.3396		
Akaike information criterion	-10.27008		
Schwarz criterion	-9.646222		

## ➤ DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA

**Tabela 6 - Modelo I - Preços das *commodities***

Varian ce Decom position of D_LPC: Period	S.E.	D_LPC	D_LPP	D_LTX
1	0.030384	100.0000	0.000000	0.000000
2	0.036210	99.32173	0.045488	0.632785
3	0.040486	98.56189	0.045508	1.392605
4	0.045246	98.79935	0.059052	1.141601
5	0.049413	98.80613	0.077471	1.116403
6	0.052944	98.67037	0.109328	1.220299
7	0.056452	98.68540	0.111553	1.203044
8	0.059805	98.69470	0.116344	1.188953
9	0.062880	98.67803	0.123529	1.198440
10	0.065835	98.67151	0.128354	1.200132
11	0.068682	98.67081	0.131871	1.197323
12	0.071404	98.66612	0.135246	1.198636

Varian ce Decom position of D_LPP: Period	S.E.	D_LPC	D_LPP	D_LTX
1	0.071575	21.06762	78.93238	0.000000
2	0.081260	25.31202	61.85053	12.83745
3	0.097315	35.50671	43.92428	20.56901
4	0.106203	44.42424	36.88375	18.69201
5	0.115144	49.39721	31.76678	18.83601
6	0.121922	51.51904	28.82078	19.66018
7	0.129250	54.26873	25.89970	19.83157
8	0.136258	56.52072	23.55317	19.92611
9	0.142676	58.14375	21.70613	20.15013
10	0.148876	59.56383	20.14935	20.28682
11	0.154843	60.80280	18.81968	20.37752
12	0.160583	61.83554	17.68061	20.48386

Varian ce Decom position of D_LTX: Period	S.E.	D_LPC	D_LPP	D_LTX
1	0.039689	7.010051	0.044825	92.94512
2	0.044951	6.001317	0.776444	93.22224
3	0.048956	8.714720	1.111663	90.17362
4	0.054614	7.457472	3.819584	88.72294
5	0.059400	6.517938	4.755869	88.72619
6	0.063711	6.564301	5.329831	88.10587

7	0.067690	6.367054	5.794422	87.83852
8	0.071552	6.103559	6.201802	87.69464
9	0.075140	5.952273	6.535388	87.51234
10	0.078579	5.838040	6.800630	87.36133
11	0.081894	5.717973	7.030397	87.25163
12	0.085066	5.622385	7.222709	87.15491
<hr/>				
Cholesky				
Ordering:				
D_LPC				
D_LPP				
D_LTX				
<hr/>				

**Tabela 7 – Preços do Petróleo**

Variance Decomposition of D_LPP: Period      S.E.      D_LPP      D_LPC      D_LTX				
1	0.071575	100.0000	0.000000	0.000000
2	0.081260	81.86677	5.295779	12.83745
3	0.097315	64.55487	14.87612	20.56901
4	0.106203	57.48173	23.82626	18.69201
5	0.115144	53.38432	27.77967	18.83601
6	0.121922	51.12692	29.21290	19.66018
7	0.129250	48.66355	31.50488	19.83157
8	0.136258	46.73260	33.34129	19.92611
9	0.142676	45.18046	34.66941	20.15013
10	0.148876	43.89812	35.81506	20.28682
11	0.154843	42.80136	36.82112	20.37752
12	0.160583	41.85886	37.65728	20.48386

Variance Decomposition of D_LPC: Period      S.E.      D_LPP      D_LPC      D_LTX				
1	0.030384	21.06762	78.93238	0.000000
2	0.036210	20.02535	79.34187	0.632785
3	0.040486	20.39296	78.21444	1.392605
4	0.045246	21.08179	77.77661	1.141601
5	0.049413	21.60711	77.27649	1.116403
6	0.052944	22.10183	76.67787	1.220299
7	0.056452	22.30788	76.48908	1.203044
8	0.059805	22.50625	76.30480	1.188953
9	0.062880	22.69179	76.10977	1.198440
10	0.065835	22.83608	75.96379	1.200132
11	0.068682	22.95315	75.84952	1.197323
12	0.071404	23.05547	75.74590	1.198636

Variance Decomposition of D_LTX: Period      S.E.      D_LPP      D_LPC      D_LTX				
1	0.039689	1.055055	5.999821	92.94512
2	0.044951	2.035098	4.742662	93.22224
3	0.048956	3.900735	5.925649	90.17362
4	0.054614	6.481082	4.795975	88.72294
5	0.059400	7.194948	4.078860	88.72619
6	0.063711	8.232873	3.661259	88.10587
7	0.067690	8.883912	3.277564	87.83852
8	0.071552	9.361444	2.943917	87.69464
9	0.075140	9.799731	2.687929	87.51234

10	0.078579	10.16076	2.477905	87.36133
11	0.081894	10.45313	2.295235	87.25163
12	0.085066	10.70370	2.141398	87.15491

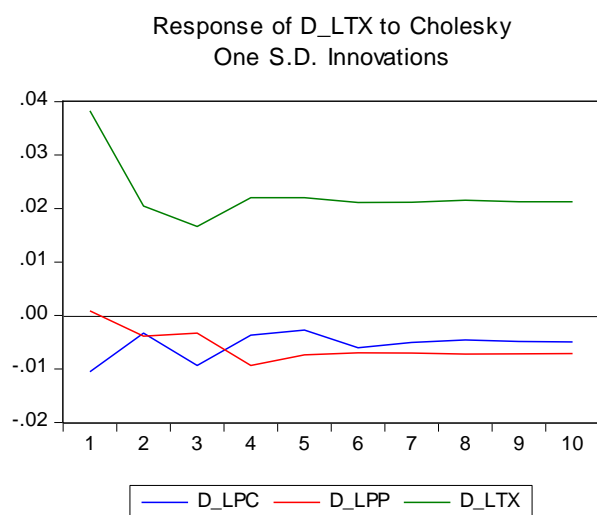
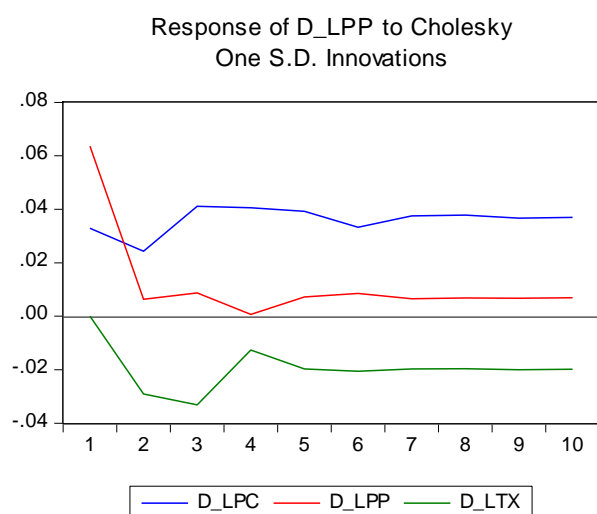
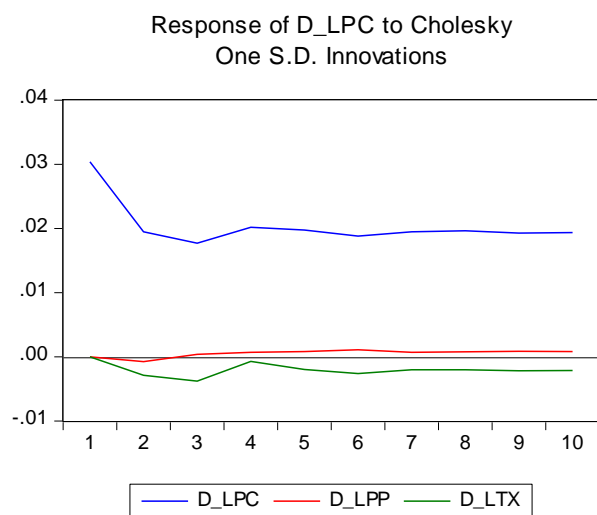
---

Choles  
 ky  
 Orderin  
 g:  
 D\_LPP  
 D\_LPC  
 D\_LTX

---

➤ FUNÇÃO RESPOSTA AO IMPULSO

**Figura 1 - Resposta da variável endógena aos choques nos preços do petróleo e taxa de câmbio**



**Figura 2 - Resposta da variável endógena aos choques nos preços de *commodities* e taxa de câmbio**

